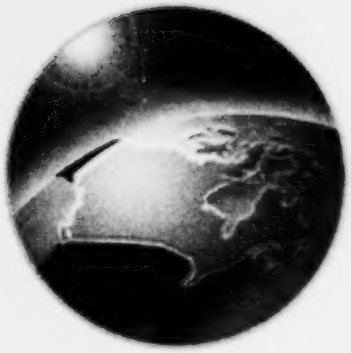
N° 11-622-MIF au catalogue — N° 017
ISSN : 1705-690X
ISBN : 978-0-662-07703-9

Document de recherche

Série sur l'économie canadienne en transition

Villes et croissance : le cerveau gauche des villes nord-américaines : scientifiques et ingénieurs et croissance urbaine



par Desmond Beckstead, W. Mark Brown et Guy Gellatly

Division de l'analyse microéconomique
18e étage, Immeuble R.-H. Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à la Ligne info-médias, Division des communications et des services de bibliothèque, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-4636).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.ca ou par téléphone entre 8h30 et 16h30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :	
Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1-800-635-7943
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1-800-565-7757
Centre de renseignements de Statistique Canada :	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Renseignements pour accéder au produit

Le produit n° 11-622-MIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Publications.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Série de documents de recherche sur l'économie canadienne en transition

L'économie canadienne en transition est une série de nouveaux documents analytiques qui examinent les dynamiques du changement industriel présent dans l'économie canadienne. Cette nouvelle série offre aux utilisateurs des documents de recherche cohérents, sur une grande variété de perspectives empiriques de la structure industrielle de l'économie en mutation. Ces perspectives comprennent les dynamiques de la productivité, de la rentabilité, de l'emploi, de la production, de la structure professionnelle et de la géographie industrielle. Les lecteurs sont incités à correspondre avec les auteurs pour faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca.

Tous les documents de recherche de la Série L'économie canadienne en transition font l'objet d'un processus de révision institutionnelle et d'évaluation par les pairs afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'organisme statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle,partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les articles dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

2008-02765/

Statistique Canada
Division de l'analyse microéconomique

Villes et croissance : le cerveau gauche des villes nord-américaines : scientifiques et ingénieurs et croissance urbaine

Desmond Beckstead, W. Mark Brown et Guy Gellatly

Publication autorisée par le ministère responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Janvier 2008

N° 11-622-MIF au catalogue, n° 017
Périodicité : hors série

ISSN 1705-690X
ISBN 978-0-662-07703-9

Ottawa

Les noms des auteurs sont inscrits par ordre alphabétique.

This publication is available in English (Catalogue no. 11-622-XIE, n° 017).

Note de reconnaissance
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Remerciements

Nous sommes reconnaissants à Serge Coulombe de l'Université d'Ottawa, Michael Wenz de la Winoa State University, et Andrew Heisz de Statistique Canada de leurs suggestions utiles. Ce document a également bénéficié des commentaires des participants aux séminaires des North American Regional Science Meetings à Toronto, Ontario, et des Western Regional Science Association Meetings à Newport Beach, California.

Table des matières

Résumé 6

Sommaire exécutif 7

1. Introduction 8

2. Croissance urbaine et capital humain : une revue des concepts et de la théorie 11

3. Capital humain, attraits urbains et croissance de l'emploi 14

4. Déterminants de la croissance de l'emploi en sciences et en génie 25

5. Conclusion 36

Annexe A : Statistiques descriptives 38

Annexe B : Test de causalité de Granger : emploi dans le secteur de la culture, et en sciences et en génie 40

Bibliographie 42

Résumé

Le présent document traite de la croissance du capital humain dans les villes canadiennes et américaines. À l'aide de données regroupées sur 242 centres urbains provenant de recensements de la population, nous évaluons le lien entre la croissance de long terme de l'emploi et l'offre de divers types de main-d'œuvre spécialisée. L'étude vise aussi à déterminer si les attraits urbains, tels que l'importance du secteur culturel local, exercent une influence sur les capacités scientifiques des villes.

Dans la première partie de l'étude, nous étudions la contribution de catégories générales et spécialisées du capital humain à la croissance de long terme de l'emploi. Nous faisons la distinction entre l'ensemble des diplômés occupés (une mesure générale du capital humain) et les diplômés occupés dans les secteurs des sciences et de la culture (mesures spécifiques du capital humain). Nos modèles de croissance examinent les variations de long terme de l'emploi urbain de 1980 à 2000, et tiennent compte de l'effet d'autres facteurs dont l'influence sur la croissance des villes a été postulée. Ces facteurs incluent des mesures d'attraits urbains qui permettent de cerner des différences d'attraits entre les régions urbaines.

Dans la deuxième partie de l'étude, nous nous concentrons sur un type particulier de capital humain, à savoir les diplômés occupés dans les professions en sciences et en génie. Nos modèles évaluent les facteurs associés à la croissance de moyen et de long terme de ces professions. Nous nous efforçons tout spécialement de débrouiller la relation entre la croissance de l'emploi en sciences et en génie et d'autres formes de capital humain.

Mots-clés: croissance urbaine, capital humain, scientifiques et ingénieurs, attraits urbains

Sommaire exécutif

La contribution du capital humain à la croissance des villes a fait couler beaucoup d'encre dans la littérature sur l'économie politique urbaine et la science régionale. Aujourd'hui, pour expliquer la croissance urbaine, on évoque souvent autant le bassin de compétences des diverses localités que les déterminants plus classiques, tels que l'existence d'économies d'agglomération ou de localisation. La présente étude s'appuie sur des données concernant 242 villes canadiennes et américaines tirées des recensements de la population pour étudier la relation entre le capital humain et la croissance urbaine. Elle fait la distinction entre des catégories générales et spécialisées de capital humain, allant de l'ensemble des diplômés ayant un emploi aux diplômés occupés dans les professions en sciences et en génie et dans celles du secteur culturel.

L'étude donne à penser que la contribution du capital humain à la croissance pourrait tenir aux complémentarités sous-jacentes qui résultent des diverses combinaisons de capital humain. Les scientifiques et les ingénieurs contribuent le plus à la croissance quand ils sont associés à un grand bassin diversifié de travailleurs spécialisés. Notre modèle de croissance urbaine révèle des interactions positives entre l'emploi en sciences et en génie et un plus grand groupe représentatif des diplômés ayant un emploi établis dans les villes. De surcroît, cette interaction pourrait constituer le principal mode de participation des scientifiques et des ingénieurs au processus de croissance.

L'analyse donne aussi à penser que les attraits qu'offre une ville sont un déterminant important de la dynamique urbaine. Une mesure générale des attraits urbains est associée positivement à la variation de la croissance de long terme de l'emploi d'une ville à l'autre. La croissance des villes est reliée tant à la qualité de la vie qu'au capital humain.

Les différences de compétitivité des villes ont été associées à la capacité qu'ont ces dernières de produire et d'attirer des travailleurs hautement spécialisés, tels que les scientifiques et les ingénieurs. La deuxième partie de l'étude traite des facteurs qui sous-tendent la croissance de la main-d'œuvre en sciences et en génie d'une économie urbaine. L'analyse révèle un lien évident entre ces travailleurs spécialisés et le bassin plus général de capital humain établi dans les villes. Celles où la concentration de diplômés dans d'autres domaines que les sciences et la culture est importante connaissent une plus forte croissance du secteur des sciences et du génie que les autres, après neutralisation de l'effet d'une gamme de caractéristiques urbaines. Ces populations ayant un bon niveau d'instruction croissent ensemble et nous dégageons certaines preuves qu'une accélération de la croissance de cette classe plus générale de diplômés durant les années 1980 a donné lieu à une croissance plus rapide de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé au cours des années 1990. Par contre, il existe moins de preuves que les différences en matière d'attraits urbains pour ce qui est de l'importance du secteur culturel ou du climat sont des moteurs importants de la croissance de l'emploi en sciences et en génie.

1. Introduction

La contribution du capital humain à la croissance des villes a fait couler beaucoup d'encre dans la littérature sur l'économie politique urbaine et la science régionale. Des travaux de recherche relativement récents menés par Glaeser (1994), Glaeser, Sheinkmen et Sheifer (1995), Glaeser et Saiz (2003), et Shapiro (2005) ont fait valoir l'idée que le succès concurrentiel des villes est étroitement lié aux compétences de leurs résidents. Aujourd'hui, on évoque souvent autant, pour expliquer la croissance urbaine, le bassin de compétences des diverses localités que les déterminants plus classiques, tels que l'existence d'économies d'agglomération ou de localisation.

Ces constatations ont servi de point de départ à une grande partie des récents travaux de Richard Florida (2002a et 2002b). Ce dernier soutient que certains types de compétences, concrétisées par un groupe de travailleurs qu'il qualifie de « classe créative », jouent un rôle particulièrement important dans la croissance urbaine. Cette classe créative englobe une gamme de professions étroitement liées au processus d'innovation, qu'il s'agisse de celles hautement techniques procédant du cerveau gauche (p. ex., professions en sciences et en génie) ou de celles plus artistiques procédant du cerveau droit (p. ex., professions en arts et en design).

Florida maintient aussi que cette nouvelle classe de travailleurs se distingue non seulement par ses compétences, mais aussi par ses goûts. Ces travailleurs sont attirés par les lieux dont la trame culturelle est favorable à une grande variété de modes de vie. La conséquence évidente est que les villes possédant cette juste combinaison de caractéristiques seront plus aptes à attirer les travailleurs de la « classe créative » et, dans le long terme, connaîtront des taux plus élevés de croissance de la population et de l'emploi.

Les travaux de Florida ont suscité beaucoup d'intérêt chez les chercheurs et les décideurs. Cet intérêt émane, du moins en partie, du fait qu'il a exprimé ce que beaucoup avait commencé à ressentir consciemment ou inconsciemment, c'est-à-dire que la population active a subi une transformation à l'avantage des travailleurs plus spécialisés et que les villes les mieux armées pour attirer ces catégories de travailleurs pourraient devenir les gagnantes de cette nouvelle ère. Florida essaie de décrire les caractéristiques de ces travailleurs et le rôle qu'elles jouent dans le choix de l'endroit où ils souhaitent vivre.

Dans le présent document, nous abordons deux thèmes connexes qui sous-tendent la littérature sur la croissance urbaine, à savoir : 1) le rôle des travailleurs qui ont beaucoup investi dans leur capital humain par la voie des études (diplômés) en tant que moteur de la croissance urbaine; et 2) la détermination des facteurs qui poussent ces travailleurs à se concentrer dans des villes particulières. Comme nous l'avons mentionné plus haut, il a été démontré qu'une population très instruite est associée à une croissance urbaine plus importante. Ici, nous étendons ces travaux, tels que ceux de Florida, en examinant l'effet de divers types de travailleurs ayant un niveau d'études très élevé sur la croissance de l'emploi. En particulier, nous nous intéressons au rôle

joué par les scientifiques et les ingénieurs dans la croissance urbaine, puisque par définition, ces travailleurs sont engagés pour formuler, transmettre et mettre en œuvre de nouvelles idées. Nous prolongeons également les travaux publiés en cherchant à savoir si non seulement la prévalence des travailleurs très instruits, mais aussi leur combinaison importent. Les scientifiques et les ingénieurs sont certes les auteurs de nouveaux produits et procédés de production, mais leur efficacité pourrait aussi être influencée par leur interaction avec d'autres travailleurs spécialisés, tels que gestionnaires, concepteurs ou artistes, qui pourraient également jouer un rôle dans le développement de nouveaux produits et leur commercialisation éventuelle.

Si les scientifiques et les ingénieurs sont d'importants moteurs de croissance, comprendre les facteurs qui ont une incidence sur les taux relatifs de croissance des diverses villes importe également. Ici, nous nous inspirons de Florida pour dégager les facteurs qui pourraient rendre certaines villes plus attirantes que d'autres aux yeux des scientifiques et des ingénieurs, et nous étendons les travaux de cet auteur en appliquant des techniques économétriques destinées à tenir compte de variables manquantes et du biais de simultanéité.

Pour répondre à ces questions, nous utilisons des données de recensement complètes sur 242 villes canadiennes et américaines (26 canadiennes et 216 américaines) pour évaluer, en premier lieu, une gamme de caractéristiques urbaines dont l'effet déterminant sur les résultats de croissance a été postulé et, en deuxième lieu, les facteurs qui sous-tendent une composante spécialisée de ce processus de croissance, c'est-à-dire l'évolution du bassin de compétences en sciences et en génie (S-G) d'une économie urbaine.

La présentation de l'étude est la suivante. Au chapitre 2, nous décrivons les études récentes traitant de la relation entre la croissance urbaine et le capital humain qui motive notre analyse. Nous mettons l'accent sur les concepts et les méthodes utilisés pour évaluer l'importance de diverses formes de capital humain.

Au chapitre 3, nous exposons notre analyse de la croissance urbaine. Nous présentons des totalisations bivariées sur la relation entre la croissance, le capital humain et les attraits urbains. Puis, nous estimons une série de modèles de croissance urbaine en vue d'évaluer le lien entre la croissance de long terme de l'emploi et diverses mesures du capital humain. Plusieurs de ces modèles évaluent les effets de l'interaction de divers types de main-d'œuvre spécialisée.

Au chapitre 4, nous nous concentrons sur une catégorie particulière de travailleurs spécialisés qui est souvent décrite comme faisant partie intégrante de la compétitivité urbaine, à savoir les travailleurs ayant un très haut niveau d'études, occupés dans les professions en sciences et en génie. Des régressions multivariées nous permettent d'étudier la variabilité de la croissance de l'emploi en sciences et en génie. Nous estimons un modèle d'ajustement partiel qui examine le lien entre la croissance de l'emploi en sciences et en génie et un ensemble de facteurs initiaux. Nous nous intéressons particulièrement à la relation entre cette croissance et la taille de l'emploi dans le secteur culturel dans diverses villes au début de la période d'analyse, puisque les travailleurs du secteur culturel représentent un attrait urbain qui, selon certains, attirerait les scientifiques et les ingénieurs dans une localité particulière. Puis, nous estimons un modèle de différence première et un modèle de différence seconde pour vérifier quels sont les effets du

biais dû respectivement aux variables omises et à l'endogénéité. Enfin, au chapitre 5, nous présentons nos conclusions.

Deux annexes suivent le corps du texte. L'annexe A contient les statistiques descriptives et les coefficients de corrélation pour certaines variables analytiques. L'annexe B donne une analyse supplémentaire du biais d'endogénéité dans nos modèles de croissance en sciences et en génie qui est axée sur la relation entre l'emploi dans les secteurs scientifique et culturel.

2. *Croissance urbaine et capital humain : une revue des concepts et de la théorie*

L'étude statistique à grande échelle de la relation entre le niveau d'études des citadins et la croissance des villes est relativement récente[1]. Elle repose sur l'idée fondamentale voulant que la créativité dicte la croissance et que la concentration géographique d'un plus grand nombre de travailleurs très spécialisés fait jaillir plus d'idées qui peuvent alors être transmises plus rapidement. Par conséquent, une économie urbaine dotée d'une population active plus instruite qu'une autre devrait, en principe, jouir d'un plus haut niveau de productivité et d'une croissance plus rapide de cette dernière.

La plupart de la littérature spécialisée établissant un lien entre le niveau d'études et la croissance économique, utilisé, pour abréger, l'expression « capital humain ». Cet usage est fondé, implicitement et explicitement, sur la prémisse que le capital humain est fortement corrélé à des niveaux plus élevés d'études. Le capital humain peut aussi résulter de l'expérience, ce qui n'est pas pris en compte dans cette formulation. Nous sommes également conscients que certains lecteurs pourraient trouver l'expression « capital humain » déplaisante, parce qu'elle sous-entend un traitement instrumental des êtres humains. Néanmoins, nous l'adoptons ici, à cause de sa signification reconnue dans la littérature sur laquelle le présent document s'appuie[2].

Les liens entre le capital humain et la croissance ont été formalisés par Glaeser et d'autres[3]. Ces modèles de croissance urbaine laissent entendre que la croissance de la main-d'œuvre est une fonction de la variation du niveau de productivité (multifactorielle) d'une ville, lequel, à son tour, dépend d'un ensemble de caractéristiques propres à la ville, celles-ci étant traitées comme des conditions initiales. La croissance de la productivité, est-il soutenu, procède de sources à la fois statiques et dynamiques. Les sources statiques s'entendent des caractéristiques dont l'influence sur la productivité augmente avec le temps. Par exemple, l'accroissement du rendement des études sous-entend que la contribution de ces dernières à la productivité a augmenté au fil du temps. Les sources dynamiques sont reliées aux caractéristiques urbaines qui déclenchent un ensemble de séries d'événements améliorant la productivité. Le fait, comme le soutient Jacob (1969), que la diversité industrielle aboutit à la propagation des nouvelles idées entre industries est un exemple de source dynamique de croissance de la productivité. En pratique, aucun effort n'est fait en vue de débrouiller empiriquement ces deux sources de croissance de la productivité autrement qu'en identifiant les variables que l'on pense être plus fortement associées à l'une qu'à l'autre.

---

1. Pour une revue plus approfondie de la littérature sur le capital humain et le développement urbain, voir Florida (2002b).
2. Nous avons envisagé d'utiliser le terme « talent » de Florida, mais avons jugé qu'il était trop tendancieux car il impliquait, dans le contexte du présent document, que les titulaires d'un diplôme avaient du talent et que les autres personnes n'en avaient pas.
3. Voir Glaeser (2000) pour une discussion succincte de ces modèles.

La plupart de ces auteurs se sont concentrés sur le rôle du capital humain en tant que moteur de la croissance de long terme de l'emploi (ou de la population). Glaeser (1994), Glaeser, Sheinkmen et Sheifer (1995), et Glaeser et Saiz (2003) ont constaté que la croissance urbaine de long terme est positivement associée au bassin de compétences initial. Ces résultats se sont avérés robustes au biais d'endogénéité (voir Glaeser et Saiz, 2003 et Shapiro, 2005). Ce lien entre le capital humain et la croissance économique a été corroboré par d'autres études (voir Glaeser, 2000 et Florida, 2002b pour une discussion).

Ces études s'appuient souvent sur des mesures assez générales du capital humain, comme le pourcentage d'une population urbaine ayant obtenu un diplôme d'études postsecondaires. Cette approche reflète l'opinion générale, et apparemment incontestée, qu'une combinaison diversifiée de compétences est requise pour soutenir le processus de croissance. Les localités se dotent de ces compétences en veillant à ce que de grands nombres de leurs résidents ayant un niveau d'études élevé soient occupés dans de grands groupes d'industries et de professions de l'économie locale. Une contribution éventuelle des travaux récents de Florida sur le capital humain (2002a et 2002b) tient à l'accent qu'il met parallèlement sur des mesures plus restreintes du capital humain, telles que les « bohémiens » et les « classes créatives », qui englobent des sous-populations urbaines plus étroitement définies. Les travaux de Florida ont suscité bien des conjectures quant à l'importance relative du rôle joué par divers types de capital humain dans le développement et à la façon dont divers types de capital humain interagissent. Un aspect fréquemment cité des travaux de cet auteur est le lien qu'il décrit entre la créativité technologique et culturelle, autrement dit l'existence d'une corrélation positive entre la vigueur du milieu culturel et artistique d'une ville et la naissance d'une assise technologique de pointe (Florida, 2002a, 2002b).

Le présent document fait deux contributions à la littérature sur la croissance et le capital humain. En premier lieu, notre analyse du processus de croissance vise à préciser les contributions relatives faites par des formes générales et particulières de main-d'œuvre spécialisée. Les auteurs d'études empiriques récentes (voir Glaeser et Saiz, 2003) ont évalué l'importance des travailleurs spécialisés dans leur ensemble, en s'appuyant sur des mesures du niveau d'études pour faire la distinction entre les villes dotées d'une population active de plus grande ou de plus faible qualité. Les travaux récents de Florida explorent cet aspect plus en profondeur, en cherchant effectivement à savoir si certaines variétés de capital humain sont plus importantes pour la croissance que d'autres.

Dans la présente étude, nous nous intéressons tout spécialement au rôle des scientifiques et des ingénieurs en tant que moteur de la croissance urbaine. Ce groupe de travailleurs est considéré par beaucoup comme essentiel à l'innovation. Ainsi, le Progressive Policy Institute débute son analyse de l'emploi en sciences et en génie en faisant remarquer que l'innovation technologique est l'un des principaux moteurs du progrès économique global et qu'elle est alimentée par une robuste main-d'œuvre en génie et en sciences (Atkinson et Court, 1998 : 41). De même, la National Science Foundation souligne que les scientifiques et les ingénieurs contribuent énormément à l'innovation technique et à la croissance économique, à la recherche et à l'accroissement des connaissances (National Science Board, 2004 : chapitres 3 et 5). Ici, nous cherchons à tester directement le lien entre les scientifiques et les ingénieurs, d'une part, et la croissance de l'emploi urbain, d'autre part.

Autant que nous sachions, assez peu d'études ont visé à évaluer comment diverses formes de capital humain se complètent l'une l'autre. Notre analyse de la croissance urbaine évalue si la contribution de divers types de travailleurs spécialisés au processus de croissance dépend de leur interaction avec d'autres travailleurs spécialisés, ce qui cadre avec l'idée que la croissance requiert une combinaison diversifiée de compétences complémentaires (Jacobs, 1969). Bien qu'il s'agisse d'une prémisse apparemment incontestée, les effets de ces interactions n'ont guère été étudiés.

S'il s'avère que les scientifiques et les ingénieurs jouent un rôle déterminant dans la croissance, il va de soi que nous cherchions à savoir quels facteurs les attirent dans des villes particulières. Autrement dit, nous voulons identifier les forces (spatialement) déséquilibrantes qui avantagent une localité par rapport à une autre.

Ces forces peuvent prendre la forme d'incitatifs pécuniers et non pécuniers. Les premiers sont vraisemblablement liés à un changement économique qui avantage une localité plutôt qu'une autre. Par exemple, si une combinaison de main-d'œuvre qui accroît la productivité des scientifiques et des ingénieurs apparaît dans une ville, le salaire offert aux scientifiques et aux ingénieurs augmentera, ce qui entraînera une entrée sur le marché de scientifiques et d'ingénieurs désireux de tirer parti de cette situation favorable. Cet accroissement des salaires peut ou non être provisoire, selon l'élasticité de leur courbe d'offre de main-d'œuvre.

Par ailleurs, les incitatifs peuvent être non pécuniers et liés, en grande partie, aux attraits offerts par la ville. Selon Florida (2002a, b), les attraits sont un facteur essentiel qui attire la « classe créative », dont les scientifiques et les ingénieurs représentent une part importante, vers des villes particulières. Empiriquement, les attraits urbains ont également été reconnus par d'autres comme étant des facteurs de croissance importants dans les villes (Rappapore, 2006, ainsi que Glaeser, Kolko et Saiz, 2001). Les attraits peuvent prendre la forme d'activités culturelles, de conditions climatiques ou, comme le soutient Florida, d'un milieu social offrant peu d'obstacles à l'entrée de nouveaux venus dont les modes de vie diffèrent. Quel qu'en soit l'origine, ces attraits peuvent être une source de déséquilibre, même s'ils sont fixes. Par exemple, Rappapore soutient que le climat peut être un facteur dont l'importance croît à mesure qu'augmente le revenu et qu'il finit par devenir relativement plus important que d'autres sources d'utilité. Nous estimons un modèle d'ajustement partiel pour tenir compte de ces forces déséquilibrantes (voir le chapitre 5).

3. *Capital humain, attraits urbains et croissance de l'emploi*

Au présent chapitre, nous étudions les corrélats de la croissance de long terme de l'emploi dans les villes nord-américaines. Nos totalisations sont fondées sur un panel de 242 villes construit d'après les recensements de la population du Canada et des États-Unis. Les données sur les villes canadiennes sont tirées des fichiers du Recensement du Canada de 1981, 1991 et 2001, tandis que celles sur les villes américaines proviennent des fichiers du Recensement des États-Unis de 1980, 1990 et 2000. Ces sources de données fournissent des renseignements détaillés sur les caractéristiques géographiques, scolaires et professionnelles des diverses classes de travailleurs.

Notre mesure de base de la croissance urbaine est la variation de l'emploi rémunéré total de 1980 à 2000. Comme l'ont fait Lucas (1988) et Glaeser (1994), nous postulons que les différences de croissance urbaine de long terme sont fonctions des variations de la quantité de capital humain, évaluées au début de la période, entre diverses villes. Dans ce qui suit, nous mesurons l'importance du capital humain de deux façons. Premièrement, nous utilisons un indicateur général basé sur le nombre de diplômés établis dans différentes régions urbaines en 1980 et en 1981. Cela nous donne une mesure générale de la main-d'œuvre spécialisée au début de la période d'analyse.

Deuxièmement, nous examinons la contribution à la croissance de types plus particuliers de main-d'œuvre spécialisée. Pour cela, nous ventilons nos estimations du nombre de citadins diplômés en divers sous-groupes d'après leurs caractéristiques professionnelles. Ces dernières incluent 1) les diplômés occupés dans les professions en sciences et en génie (S-G), 2) les diplômés occupés dans les professions du secteur de la culture et du patrimoine et 3) la catégorie résiduelle de diplômés employés dans toutes les autres (non S-G et non culturelles) professions. Ces estimations de la main-d'œuvre spécialisée (scientifiques et ingénieurs et travailleurs du secteur culturel) sont produites en utilisant les classifications des professions élaborées par la National Science Foundation et par Statistique Canada[4]. Pour une description des professions en sciences et en génie et des professions dans le secteur culturel, voir les tableaux 1 et 2.

Ensemble, les scientifiques et les ingénieurs, ainsi que les personnes employées dans le secteur culturel sont très analogues à ce que Florida décrit comme étant le noyau de la « classe créative » (voir Florida 2002a, 328). La principale différence entre la classe créative de Florida et notre groupe spécialisé de scientifiques, d'ingénieurs et de travailleurs du secteur culturel tient au fait que nous définissons ce groupe professionnel strictement en fonction des diplômés tout au long de l'analyse. Nous évaluons aussi l'effet de l'introduction de travailleurs non diplômés dans ces groupes professionnels.

4. Pour une vue d'ensemble de la classification des professions en sciences et en génie, voir Beckstead et Gellatly (2006); pour les professions du secteur de la culture et du patrimoine, voir Statistique Canada (2004).

Tableau 1
Professions en sciences et en génie

Informaticiens et mathématiciens
Informaticiens et documentalistes
Mathématiciens
Spécialistes des sciences de la vie et sciences associées
Agronomes et spécialistes des produits alimentaires
Biologistes et spécialistes du domaine médical
Spécialistes des sciences de l'environnement et de la vie
Spécialistes des sciences physiques et sciences associées
Chimistes, sauf les biologistes
Spécialistes des sciences de la terre, géologues et océanographes
Physiciens et astronomes
Autres spécialistes des sciences physiques et sciences associées
Spécialistes des sciences sociales et sciences associées
Économistes
Politicologues
Psychologues
Sociologistes et anthropologues
Autres spécialistes des sciences sociales et sciences associées
Ingénieurs
Ingénieurs en aérospatiale et disciplines connexes
Ingénieurs chimistes
Ingénieurs civils et ingénieurs architectes
Ingénieurs électriciens et électroniciens en disciplines connexes
Ingénieurs d'industrie et de fabrication
Ingénieurs mécaniciens
Autres ingénieurs

Source : La National Science Foundation.

Nos modèles de croissance contiennent des contrôles pour une gamme d'attraits urbains donnant une approximation des différences fondamentales des charmes entre des localités particulières. Nous avons estimé les attraits directement et indirectement. En s'inspirant de Glaeser, Kolko et Saiz (2001), on peut estimer indirectement les attraits en examinant le prix que les consommateurs sont prêts à payer pour un logement comparativement aux niveaux de revenu. Ces auteurs soutiennent qu'à la marge, la variation des prix des logements, conditionnellement aux niveaux de revenu, reflétera la variation des attraits d'une ville à l'autre.

Tableau 2
Professions du secteur culturel

Professionnels de la production créative et artistique
Architectes
Architectes paysagistes
Designers industriels
Écrivains
Rédacteurs
Journalistes
Producteurs, réalisateurs, chorégraphes et personnel associé
Chefs d'orchestre, compositeurs et arrangeurs
Musiciens et chanteurs
Danseurs
Acteurs
Peintres, sculpteurs et autres artistes visuels
Photographes
Autres artistes de spectacle
Designers graphiques et illustrateurs
Designers d'intérieur
Ensembliers de théâtre, dessinateurs de mode, concepteurs d'expositions et autres concepteurs artistiques
Artisans
Professionnels de la création de collection et de la conservation du patrimoine
Bibliothécaires
Curateurs et conservateurs
Archivistes

Source: Statistique Canada (2004).

Par conséquent, nous avons construit un indice des attraits d'après les données des Recensements de 1980 et 1981 en utilisant les prix médians des logements et le revenu médian des occupants des logements habités par le propriétaire[5]. L'hypothèse de base est qu'après conditionnement sur le revenu du ménage, la variation des prix des logements selon la ville serait une fonction de l'attrait relatif de ces localités. Donc, les attraits (A) seraient donnés par

$$A = PL - E(PL) \qquad (1.1)$$

où PL est le prix du logement et $E(PL)$ est le prix du logement attendu, sachant le revenu R :

$$E(PL) = a + bR. \qquad (1.2)$$

Les résidus obtenus d'après l'équation (1.2) produisent un classement continu des villes fondé sur la variation estimée des attraits urbains.

5. Il convient de souligner que, puisque nous comparons des données sur les prix des logements et sur les revenus d'emploi recueillies au Canada et aux États-Unis, nous avons dû convertir en dollars américains les données exprimées en dollars canadiens. Nous avons utilisé pour cela les prix en parité de pouvoir d'achat.

Nous avons évalué notre indice des attraits urbains en le corrélant à des mesures plus directes des attraits produites d'après d'autres sources de données. Elles incluent des mesures du climat, de la criminalité violente et de l'emploi dans le secteur de la culture[6]. Nous utilisons deux variables pour mesurer la variation des conditions de température entre les villes. La première est une mesure propre à la ville, le nombre de degrés-jours de chauffage, c'est-à-dire la température quotidienne moyenne cumulée inférieure à 18 degrés Celsius, exprimé sous forme de moyenne quotidienne. La seconde est la mesure analogue du nombre de degrés-jours de refroidissement, c'est-à-dire la température quotidienne moyenne cumulée supérieure à 18 degrés Celsius, de nouveau convertie en une moyenne quotidienne. Les deux variables climatiques sont construites en utilisant les données sur les températures recueillies au cours des 30 dernières années.

Notre indice des attraits est négativement corrélé au nombre de degrés-jours de chauffage et positivement corrélé à la taille de l'emploi dans le secteur culturel (voir l'annexe A, tableau A2). Les taux de meurtres, notre variable substitut pour la criminalité violente, ne sont pas corrélés à notre indice des attraits. Chacune de ces relations s'est dégagée lorsque nous avons fait la régression de notre indice des attraits sur l'ensemble des mesures directes[7].

Ces corrélations font penser que l'indice est capable de refléter divers attraits et que, puisqu'il peut traduire une foule d'attraits difficiles à mesurer directement, comme la qualité des écoles, son utilisation pourrait être préférable à celle de mesures plus directes. Toutefois, comme il s'agit d'une mesure « par différence », il est vulnérable à l'effet d'autres facteurs susceptibles d'avoir une incidence sur les prix des logements après conditionnement sur les niveaux de revenu. Par exemple, si les personnes possédant un niveau élevé de capital humain ont une préférence pour les attraits et si la présence de capital humain et les contraintes appliquées à l'offre de logements sont corrélées, nous pourrions observer entre notre indice des attraits et le capital humain une corrélation importante qui est un artéfact dû à la façon dont l'indice a été construit. Par conséquent, nous avons également remplacé notre indice des attraits par des mesures plus directes de ces derniers pour tester la convergence de nos modèles.

Notre modèle de croissance urbaine de base postule que la variation de long terme de la croissance de l'emploi entre les villes dépend des différences initiales de capital humain et d'attraits urbains. Dans le tableau 3, nous présentons les écarts de croissance moyenne de l'emploi entre des villes ayant des profils différents de capital humain et d'attraits[8]. Nous classons notre échantillon en villes qui se situent au dessus et en dessous de la médiane, en nous appuyant séparément sur la part de l'emploi représentée par les diplômés, la part de l'emploi représentée par les diplômés occupés dans les professions en sciences et en génie, la part de l'emploi représentée par les diplômés occupés dans les professions du secteur culturel, et la

6. Les données ont été fournies par Environnement Canada (www.on.ec.gc.ca) et la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (www.noaa.gov) pour les variables climatiques, par Statistique Canada et le FBI pour les crimes avec violence, et par les directions canadiennes et américaines du recensement pour l'emploi dans le secteur culturel.
7. Nous avons également examiné une série de modèles de régression plus perfectionnés pour mesurer les attraits qui tenaient compte d'autres facteurs susceptibles d'avoir une incidence sur les prix des logements, comme les chocs négatifs subis par l'emploi. Nous avons constaté que les indices des attraits calculés d'après ces estimations fournissaient des résultats qualitativement semblables, si bien que nous avons utilisé le modèle plus simple.
8. Les statistiques descriptives de ces variables sont présentées à l'annexe A, dans le tableau A1.

valeur de l'indice des attraits. Chacune des variables de capital humain a été mesurée en 1980 et en 1981. Nous présentons les taux annuels moyens de croissance pour les villes dans chaque strate, ainsi que les taux à divers points de la distribution des taux de croissance.

Tableau 3
Taux annuel moyen de croissance de l'emploi, de 1980 à 2000, selon certaines variables de classification

	Moyenne annuelle du taux de croissance	Taux annuel moyen de croissance, certains quantiles				
		10e	25e	Médian	75e	90e
Toutes villes confondues	1,78	0,40	0,94	1,62	2,39	3,50
Variables de capital humain						
Part de travailleurs possédant un diplôme d'études postsecondaires						
Supérieure à la moyenne	1,99[1]	0,71[1]	1,24[1]	1,84	2,49	3,54
Inférieure à la moyenne	1,57[1]	0,11[1]	0,72[1]	1,51	2,18	3,40
Part de diplômés employés en sciences et en génie						
Supérieure à la moyenne	1,82	0,58	0,99	1,70	2,40	3,36
Inférieure à la moyenne	1,74	0,20	0,81	1,59	2,36	3,51
Part de diplômés employés dans le secteur culturel						
Supérieure à la moyenne	2,03[1]	0,76[1]	1,26[1]	1,84	2,53	3,87
Inférieure à la moyenne	1,52[1]	0,14[1]	0,71[1]	1,47	2,19	3,06
Indice d'attraits urbains						
Supérieur à la moyenne	2,13[1]	0,76[1]	1,42[1]	2,04[1]	2,60[1]	3,87
Inférieur à la moyenne	1,42[1]	0,14[1]	0,70[1]	1,32[1]	1,98[1]	2,94

1. Les différences entre paires sont statistiquement significatives au seuil de confiance de 5 %.
Sources : Recensements du Canada de 1981 et 2001 et Recensements des États-Unis de 1980 et 2000.

Le taux annuel moyen de croissance de l'emploi pour les villes qui composent notre échantillon est de 1,8 %. Les villes jouissant d'une plus grande concentration de diplômés — mesurée en pourcentage du bassin d'emplois local — ont, dans l'ensemble, connu une croissance de l'emploi plus rapide (2,0 % par année) que celles possédant une concentration relative plus faible de diplômés (1,6 %). Ces différences peuvent paraître faibles, mais si l'on considère la croissance cumulée, sur les 20 années de notre période d'étude, une ville croissant au taux de 2 % enregistrerait une croissance cumulée de 49 %, tandis qu'une ville croissant au taux de 1,6 % afficherait une croissance plus modeste de 37 %. Des écarts importants entre les croissances moyennes s'observent lorsque l'on classe les villes en se fondant sur l'emploi dans le secteur culturel ou sur les attraits urbains. Des écarts plus faibles se dégagent lorsque l'on stratifie les villes d'après leur part de l'emploi en sciences et en génie. Ce résultat va à l'encontre de notre attente voulant que les villes possédant une base solide de scientifiques et d'ingénieurs jouiraient d'une croissance significativement plus forte que celles ne possédant pas cette base. Comme le révéleront les analyses multivariées qui vont suivre, la relation entre l'emploi en sciences et en génie et la croissance est nettement plus nuancée.

Les estimations des quantiles présentées au tableau 3 donnent à penser que des différences importantes de taux de croissance ont souvent lieu à l'extrémité inférieure de la distribution de la croissance. Les villes à croissance faible où la concentration de diplômés est supérieure à la médiane présentent une croissance plus forte — 0,7 % par année au 10e centile et 1,2 % au 25e centile — que leurs homologues dont la concentration de diplômés est inférieure à la médiane, les taux correspondant étant de 0,1 % et 0,7 %, respectivement. Si nous stratifions notre échantillon en fonction de la part de l'emploi en sciences et en génie, des écarts plus importants entre les taux de croissance ne s'observent qu'au 10e centile. Toutefois, ils ne sont pas statistiquement significatifs. Des différences plus appréciables sont relevées à tous les points de la distribution de la croissance quand les villes sont classées en fonction de l'emploi dans le secteur culturel ou des attraits. En général, les estimations des quantiles donnent à penser que, s'ils ne garantissent pas des taux de croissance spectaculaires, des rangs plus élevés pour les divers corrélats de la croissance protègent les villes contre des taux de croissance excessivement faibles, agissant, en fait, comme un plancher.

Les totalisations bivariées du tableau 3 laissent entendre que les différences de croissance de l'emploi de long terme entre les villes sont corrélées aux différences sous-jacentes de main-d'œuvre spécialisée et d'attraits urbains, évaluées à la période initiale. Nous examinons plus bas la force de ces relations grâce à une série de régression. Six spécifications distinctes sont présentées au tableau 4. Elles reflètent diverses approches de modélisation de la contribution du capital humain à la croissance et l'inclusion de différentes variables de contrôle[9].

Dans tous les modèles, nous estimons la croissance de l'emploi en fonction des conditions initiales :

$$\ln\left(E_{jt}/E_{jt-1}\right) = \alpha + \mathbf{X}_{jt-1}\boldsymbol{\delta} + \mathbf{Z}_{jt-1}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_j \qquad (1.3)$$

où E est l'emploi indicé par l'année t et $\mathbf{X}_t$ est un vecteur de caractéristiques du capital humain et $\mathbf{Z}_t$ est un vecteur d'autres caractéristiques urbaines (p. ex., attraits). Nous utilisons le logarithme naturel de la croissance de l'emploi afin de moins accentuer l'effet des taux de croissance élevés, qui sont souvent associés à des unités relativement petites, sur les coefficients de régression. Comme nous l'avons mentionné plus haut, d'autres chercheurs qui ont essayé de neutraliser l'effet de l'endogénéité du capital humain et de la croissance ont montré que l'association positive entre le capital humain (habituellement mesuré par la part de l'emploi des diplômés) sur la croissance est très robuste. Donc, nous estimons le modèle sous l'hypothèse que l'endogénéité n'est pas un problème, du moins en ce qui concerne nos variables de capital humain. Toutes les variables continues du tableau 4, ainsi que l'équation (1.3), sont exprimées sous leur forme logarithmique naturelle.

La première spécification (colonne 1) estime la régression de la croissance de l'emploi sur la part des diplômés. Dans cette régression bivariée simple, le capital humain est positivement associé à la croissance, avec une élasticité estimée de 0,18. La colonne 2 donne le résultat de la régression en tenant compte de l'effet de la variation des degrés-jours de chauffage et de refroidissement, deux mesures directes des attraits urbains manifestement exogènes en ce qui concerne le

9. Pour les tableaux des corrélations, voir le tableau A2 à l'annexe A.

processus de croissance. Le nombre de degrés-jours de chauffage est négativement associé à la croissance de l'emploi, tandis que l'effet du nombre de degrés-jours de refroidissement est insignifiant. L'élasticité estimée par rapport à la part des diplômés diminue légèrement pour s'établir à 0,16, mais reste significative[10].

À la colonne 3, nous évaluons l'effet de formes plus spécialisées de capital humain sur la croissance de l'emploi en répartissant les diplômés en trois sous-groupes mutuellement exclusifs, à savoir les diplômés occupés dans les professions en sciences et en génie, les diplômés occupés dans les professions du secteur culturel et les autres diplômés. Comme à la colonne 2, nous neutralisons l'effet de la variation des nombres de degrés-jours de chauffage et de refroidissement. Aucun de ces sous-groupes professionnels n'ont un effet significatif sur la croissance. Il convient toutefois de souligner que les corrélations entre eux sont fortes. Pour les diplômés occupés en sciences et en génie et les diplômés occupés dans le secteur culturel, le coefficient de corrélation est de 0,60, tandis que pour la part des autres diplômés et la part des diplômés en sciences et en génie, ainsi que la part dans le secteur culturel, le coefficient de corrélation est de 0,56 et 0,78, respectivement[11]. Il faut aussi souligner que la variable Autres diplômés est presque parfaitement corrélée à la part originale de diplômés, car les catégories professionnelles omises de cette variable Autres diplômés, c'est-à-dire les scientifiques, les ingénieurs et les travailleurs du secteur culturel, représentent un pourcentage très faible des diplômés occupés.

À la colonne 3, nous supposons que ces divers types de travailleurs spécialisés contribuent séparément à la croissance. À la colonne 4, nous postulons que la contribution globale de tout groupe de diplômés occupés dépend de son interaction avec les autres groupes. À l'instar de Jacobs (1969), nous posons que la croissance requiert une diversité de compétences complémentaires. Naturellement, cela sous-entend que nous devrions examiner les interactions des parts de travailleurs entre nos trois groupes. Nous avons inclus dans le modèle quatre termes d'interaction qui évaluent l'importance de diverses combinaisons de capital humain : trois axés sur les croisements entre les scientifiques et les ingénieurs, les travailleurs du secteur culturel et les autres diplômés et un quatrième reflétant le produit conjoint des trois groupes.

L'interprétation des coefficients des termes de capital humain requiert certaines explications. Quand ces termes d'interaction sont inclus dans le modèle, l'effet partiel d'un changement dans n'importe quelle catégorie (p. ex., autres diplômés) sur la croissance dépend à la fois de la contribution directe du groupe et des contributions indirectes qui résultent des interactions entre ce groupe d'intérêt et les autres types de travailleurs spécialisés. Donc, l'effet des changements dans la catégorie autres diplômés (*ad*) sur la croissance peut s'exprimer en termes généraux par

$$\frac{\partial(e_t - e_{t-1})}{\partial(ad_{t-1})} = \beta_1 + \beta_2 sg_{t-1} + \beta_3 culture_{t-1} + \beta_4 (sg_{t-1} \times culture_{t-1}) \qquad (1.4)$$

10. Ces deux variables climatiques ne présentent qu'une corrélation très faible avec nos variables de capital humain (voir le tableau A2 à l'annexe A).

11. Toutes les corrélations sont estimées en utilisant la transformation logarithmique naturelle de ces parts; voir le tableau A2 à l'annexe A.

où toutes les variables ont été transformées en leur forme logarithmique naturelle. Dans cette formule, β_1 est le coefficient du terme Autres diplômés, tandis que β_2 et β_3 reflètent les contributions indirectes des scientifiques et des ingénieurs et des travailleurs du secteur culturel, respectivement à la détermination de l'effet global des autres diplômés sur la croissance. De même, β_4 mesure l'interaction conjointe entre ces deux groupes.

Le modèle interactif donne de meilleures preuves que les différences de capital humain sont corrélées à la croissance de long terme de l'emploi après neutralisation de l'effet des différences de climat. Le coefficient du terme Autres diplômés est positif et significatif, et l'interaction entre les diplômés en sciences et en génie et les autres diplômés est significative au seuil de confiance de 6 %. Comme auparavant, le nombre de degrés-jours de chauffage est négativement associé à la croissance.

Dans la colonne 5, nous ré-estimons le modèle d'interaction de la colonne 4 avec des contrôles supplémentaires. Deux de ceux-ci, la taille de population en 1980 et un indice de diversité industrielle en 1980[12], sont conçus de façon à tenir compte de la relation générale entre les économies d'agglomération et la croissance. Le logarithme de la population a pour but de refléter l'effet de la taille de la population urbaine sur les économies d'agglomération statiques (p. ex., l'effet des biens d'infrastructure communs sur la productivité). La diversité industrielle est incluse pour refléter les économies d'urbanisation dynamique de Jacob, qui, selon d'autres chercheurs, sont des déterminants importants de la croissance (voir Quigley, 1998 pour une revue de cette littérature). Nous avons également inclus des variables binaires pour le Canada et le fait que la ville est une capitale (pays, province ou état) afin de tenir compte des effets particuliers au pays (p. ex., caractéristiques démographiques et politiques d'immigration), ainsi que de l'influence du siège du gouvernement local ou national sur la croissance.

L'inclusion de ces contrôles réduit les coefficients des variables de capital humain. Seuls ceux des parts indépendantes des diplômés en sciences et en génie et de l'ensemble des diplômés, et celui de leur terme d'interaction, demeurent significatifs au seuil de 10 %. La croissance de l'emploi est associée négativement à la taille de la ville et au nombre de degrés-jours de chauffage, et cette association est plus évidente dans les villes canadiennes. Elle n'est influencée que faiblement par la diversité industrielle, ce qui est un peu étonnant, car d'autres études ont indiqué un effet significatif et positif. Toutefois, nous traduisons déjà une partie de l'effet de la diversité industrielle à l'aide de nos termes d'interaction entre les divers groupes de diplômés. Il ne faut pas oublier non plus que la variation de la diversité industrielle d'une ville à l'autre est relativement faible pour les villes de plus de 100 000 habitants. La plupart de l'accroissement de la diversité industrielle a lieu quand la taille des villes passe de 10 000 à 100 000 habitants (voir Beckstead et Brown, 2003).

Les colonnes 2 à 5 donnent certaines preuves que la croissance de long terme des villes est influencée par le climat, car, toutes choses étant égales par ailleurs, les villes dont le nombre de degrés-jours de chauffage est plus élevé présentent une croissance plus lente de l'emploi.

12. Nous utilisons une mesure de diversité industrielle fondée sur l'entropie donnée par :

$NE_j = \exp\left[\sum_i s_{ij} \ln\left(1/s_{ij}\right)\right]$, où s_{ij} est la part de l'emploi dans l'industrie i dans la région métropolitaine j.

NE représente le nombre d'industries qui existeraient dans une région métropolitaine si l'emploi était réparti uniformément entre toutes les industries.

L'estimation de l'élasticité par rapport au nombre de degrés-jours de chauffage, de l'ordre de 0,1, est robuste aux changements de spécification. En revanche, le nombre de degrés-jours de refroidissement n'a aucun effet sur la croissance de l'emploi dans nos modèles. Dans la colonne 6, nous remplaçons ces deux mesures directes par l'indice indirect des attraits que nous avons obtenu par la régression des prix des logements sur le revenu (équation [1.2]). Comme nous l'avons mentionné plus haut, cet indice est conçu de façon à mesurer un grand échantillon représentatif d'attraits urbains — en fait, l'amalgame de tous les facteurs (physiques, sociaux et culturels) qui, ensemble, ont une influence sur l'attrait perçu des différentes villes. Cette variable indice a une élasticité estimée de 0,3, ce qui donne une preuve nettement plus convaincante que les différences d'attraits urbains sont corrélées à la croissance.

Le remplacement de cette mesure des attraits par les deux variables climatiques permet de mieux isoler la relation entre le capital humain et la croissance. Les coefficients pour les diplômés en sciences et en génie, les autres diplômés et leurs termes d'interaction sont tous positifs et significatifs, tandis que celui du produit conjugué de tous les sous-groupes de diplômés est positif et faiblement significatif. Ces termes d'interaction mesurent des complémentarités, c'est-à-dire les gains résultant de la combinaison de différents types de travailleurs spécialisés. L'interaction positive entre les travailleurs en sciences et en génie et les autres diplômés laisse entendre que les villes où la concentration de ces deux types de travailleurs est importante pourraient, toutes choses étant égales par ailleurs, manifester une croissance plus rapide que celles davantage spécialisées dans l'un ou l'autre type de travailleurs. Nous pouvons estimer la contribution nette de tout groupe de travailleurs spécialisés en calculant les effets directs et indirects d'une manière concordant avec l'équation (1.4).

Si nous évaluons le logarithme de la part de chaque sous-groupe de diplômés à la valeur médiane pertinente, le groupe des autres diplômés est celui dont l'effet estimé sur la croissance de l'emploi est le plus important. L'élasticité implicite associée au groupe des autres diplômés est de 0,2, valeur qui diffère fortement des élasticités implicites de -0.06 et de -0,04 obtenues pour les scientifiques et les ingénieurs et les travailleurs du secteur culturel, respectivement. Ces deux dernières estimations laissent entendre que la relation directe entre ces catégories particulières de capital humain et la croissance de l'emploi est très ténue.

En revanche, le terme d'interaction positif entre les scientifiques et les ingénieurs, d'une part et les autres diplômés, d'autre part, fait penser que les variations de l'emploi en sciences et en génie pourraient avoir une plus forte incidence sur la croissance par la voie de son effet sur le groupe des autres diplômés. Pour vérifier cela, nous recalculons l'élasticité implicite associée aux autres diplômés, cette fois-ci en évaluant le logarithme du terme sciences et génie aux 10^{e} et 90^{e} centiles de la distribution, ce qui fait passer la part de l'emploi en sciences et en génie de 0,7 % à 2,7 %. Cet effet sur l'élasticité nette associée au groupe des autres diplômés est considérable, faisant passer l'estimation nette de 0,20 à -0,04 pour une part de scientifiques et d'ingénieurs correspond au 10^{e} centile, mais la faisant croître pour atteindre 0,45 au 90^{e} centile. Il semble donc que le meilleur moyen de mesurer l'importance des scientifiques et des ingénieurs consiste à évaluer leur effet sur les formes plus générales de capital humain. Toutefois, il ne faut pas perdre de vue que ces calculs sont fondés sur des estimations ponctuelles. Les intervalles de confiance autour de ces dernières pourraient être assez grands.

Tableau 4
Croissance de l'emploi urbain, 1980 à 2000

	Croissance de l'emploi total de 1980 à 2000											
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
Part de l'ensemble des diplômés	0,177	(0,005)	0,162	(0,011)	...	...	...	...	...	...	...	...
Part des diplômés en sciences et en génie (S-G)	...	...	...	...	-0,034	(0,422)	2,416	(0,088)	2,214	(0,090)	2,555	(0,053)
Part des diplômés du domaine culturel	...	...	...	...	0,078	(0,099)	1,793	(0,091)	1,100	(0,272)	1,304	(0,218)
Part des autres diplômés	...	...	...	...	0,079	(0,398)	5,822	(0,041)	4,597	(0,082)	5,762	(0,038)
Part des autres diplômés x part des diplômés en S-G	...	...	...	...	...	...	1,330	(0,060)	1,179	(0,075)	1,463	(0,031)
Part des autres diplômés x part des diplômés du domaine culturel	...	...	...	...	...	...	0,951	(0,071)	0,554	(0,274)	0,778	(0,147)
Part des diplômés en S-G x part des diplômés du domaine culturel	...	...	...	...	...	...	0,405	(0,135)	0,306	(0,228)	0,377	(0,147)
Part des autres diplômés x part des diplômés en S-G x part des diplômés du domaine culturel	...	...	...	...	...	...	0,220	(0,089)	0,159	(0,194)	0,214	(0,090)
Indice des attraits	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	0,308	(0,000)
Jours-degrés de chauffage (moyenne sur 30 ans)	...	...	-0,100	(0,008)	-0,098	(0,010)	-0,103	(0,006)	-0,111	(0,002)	...	...
Jours-degrés de refroidissement (moyenne sur 30 ans)	...	...	-0,023	(0,250)	-0,022	(0,293)	-0,027	(0,201)	-0,010	(0,666)	...	...
Population	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,049	(0,031)	-0,035	(0,112)
Indice de diversité industrielle	...	...	...	...	...	...	...	...	0,161	(0,126)	0,110	(0,296)
Canada (variable binaire)	...	...	...	...	...	...	...	...	0,136	(0,023)	0,048	(0,405)
Capitale (variable binaire)	...	...	...	...	...	...	...	...	0,001	(0,981)	0,012	(0,786)
Ordonnée à l'origine	0,664	(0,000)	0,822	(0,000)	0,943	(0,000)	11,316	(0,036)	9,243	(0,060)	10,038	(0,051)
Statistique F	7,9		5,3		3,5		2,8		2,9		3,1	
Probabilité > F	0,005		0,001		0,004		0,003		0,001		0,001	
R^2	0,034		0,097		0,107		0,126		0,167		0,159	
Nombre d'observations	242		242		242		242		242		242	

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Toutes les variables explicatives sont mesurées en 1980, sauf indication contraire. Les valeurs p corrigées de l'hétérocédasticité sont données entre parenthèses.

Sources : Recensements du Canada de 1981 et 2001; Recensements des États-Unis de 1980 et 2000. Les données sur le climat ont été fournies par Environnement Canada (www.ec.gc.ca) et la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (www.noaa.gov).

Florida a soutenu que les travailleurs qui forment la « classe créative », particulièrement ceux qui constituent le noyau créatif (scientifiques et ingénieurs et professions du secteur culturel), exercent une influence particulièrement forte sur la croissance. Il maintient aussi que les « bohémiens » (qui regroupent en grande partie l'élément culturel de la classe créative) ont un effet disproportionnellement prononcé sur la croissance. Les affirmations de Florida ont été contredites par Glaeser (2004). Ce dernier montre qu'il n'existe aucun effet indépendant de la classe créative ou des bohémiens sur la croissance, une fois neutralisé l'effet de la part de diplômés. Nos résultats suggèrent que nous devrions avoir une vision plus nuancée de la relation entre les types particuliers de capital humain et la croissance. Autrement dit, la croissance est dictée systématiquement par l'ensemble général de diplômés, mais l'efficacité de ce groupe est accrue si on le combine à une part plus importante de scientifiques et d'ingénieurs. Il existe moins de preuves que les professions du secteur culturel, à elles seules ou par des interactions avec d'autres formes de capital humain, ont un effet particulièrement prononcé sur la croissance. La conclusion générale qu'il convient de tirer ici est que ce n'est pas seulement la prévalence du capital humain dans une ville qui importe, mais aussi la composition de ce dernier[13]. Au chapitre suivant, nous prolongeons notre analyse du capital humain en cherchant à déterminer quels facteurs jouent un rôle dans l'accélération de la croissance de la main-d'œuvre en sciences et en génie d'une ville.

13. Nous avons également déterminé si nos résultats étaient robustes à un autre aspect définitionnel important de nos mesures du capital humain spécialisé, à savoir l'effet de la modification de nos définitions des travailleurs en sciences et en génie et dans le secteur culturel en vue d'inclure les non-diplômés ainsi que les diplômés. Ce changement a un effet relativement faible sur la portée de notre définition des travailleurs en sciences et en génie, car la grande majorité de ceux-ci possèdent un diplôme universitaire. Par contre, il a une incidence importante sur la portée de la définition des travailleurs du secteur culturel, car les non-diplômés représentent un pourcentage sensiblement plus important de ce groupe. Nous avons évalué ces changements en estimant de nouveau le modèle correspondant à notre spécification finale, colonne 6 du tableau 4, en utilisant ces définitions modifiées. Dans l'ensemble, ces changements n'ont eu que peu d'effets sur les relations estimées.

4. Déterminants de la croissance de l'emploi en sciences et en génie

Depuis longtemps, une attention particulière est accordée aux scientifiques et aux ingénieurs dans la littérature sur la compétitivité industrielle. Ces travailleurs sont généralement considérés comme faisant partie intégrante du processus d'innovation et de progrès technique. Leur importance est généralement décrite comme étant axiomatique. Au chapitre précédent, nous avons constaté que les scientifiques et les ingénieurs contribuent positivement à la croissance de long terme de l'emploi quand ils se trouvent au côté d'autres travailleurs offrant un niveau élevé de capital humain. La question de savoir quels sont les facteurs qui poussent les scientifiques et les ingénieurs à se concentrer dans certaines villes plutôt que d'autres découle naturellement de cette constatation. Ici, nous nous appuyons de nouveau sur les travaux de Florida, tout en cherchant à confirmer que les corrélats urbains associés à la croissance de l'emploi en sciences et en génie sont sans biais.

Notre stratégie empirique d'étude de la croissance de l'emploi en sciences et en génie est axée sur trois calculs de régression distincts. Premièrement, nous estimons un modèle d'ajustement partiel qui évalue la croissance en fonction d'un ensemble de conditions initiales. Ce modèle vise explicitement à intégrer les effets de conditions déséquilibrantes sur la croissance de l'emploi en sciences et en génie. Deuxièmement, nous estimons un modèle de différence première dans lequel les variations de l'emploi en sciences et en génie sont évaluées en fonction de changements contemporains dans nos variables explicatives variant en fonction du temps. Troisièmement, nous déterminons si les différences de croissance de l'emploi en sciences et en génie sur des périodes de temps discrètes dépendent de la croissance d'autres facteurs présents à la période initiale. Ensemble, ces régressions aident à traiter les problèmes d'endogénéité et d'effets fixes inobservés qui entravent la recherche empirique dans ce domaine.

Nous commençons par proposer un moyen possible d'évaluer les différences de croissance de l'emploi en sciences et en génie. Heuristiquement, cette croissance peut être représentée comme un modèle partiellement ajusté donné par les équations (1.5) et (1.6) :

$$SG^{*}_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \tag{1.5}$$

$$SG_t - SG_{t-1} = \lambda\left(SG^{*}_{t-1} - SG_{t-1}\right) + \nu_t. \tag{1.6}$$

L'équation (1.5) décrit la relation entre une variable indépendante (x_{t-1}) et le niveau d'équilibre de l'emploi en sciences et en génie dans une localité particulière durant l'année t-1. Exprimée plus concrètement, l'espérance est qu'un niveau plus élevé de x, (p. ex., autres diplômés ou emploi dans le secteur culturel) permettra à une région urbaine de maintenir un niveau plus élevé d'emploi en sciences et en génie. L'équation (1.6) décrit l'ajustement du niveau de l'emploi en sciences et en génie qui a lieu quand il s'écarte du niveau d'équilibre, où λ peut être interprété comme le taux d'ajustement. Par conséquent, si le niveau attendu excède le niveau réel à la

période précédente, nous nous attendrions à ce que l'emploi en sciences et en génie augmente. En introduisant l'équation (1.5) par substitution dans l'équation (1.6), nous obtenons

$$SG_t - SG_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 SG_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \mu_t \qquad (1.7)$$

où

$$\beta_0 = \lambda\alpha_0;$$
$$\beta_1 = -\lambda;$$
$$\beta_2 = \lambda\alpha_1;$$
$$\mu = \lambda\varepsilon_{t-1} + \nu_t.$$

L'équation (1.7) spécifie que la croissance de l'emploi en sciences et en génie de t-1 à t dépend du niveau initial de cet emploi et d'un vecteur des autres caractéristiques à t-1. Nous utilisons ce modèle pour estimer la croissance de l'emploi en sciences et en génie.

D'un point de vue économétrique, le modèle d'ajustement partiel spécifié en (1.7) présente des avantages ainsi que des inconvénients. Il est avantageux, du moins par rapport aux modèles transversaux, parce qu'il aide dans une certaine mesure à tenir compte de l'endogénéité d'un grand nombre de variables du deuxième membre de l'équation[14]. Par exemple, la direction de la causalité entre l'emploi dans le secteur culturel et l'emploi en sciences et en génie n'est pas évidente. Ses inconvénients manifestes découlent du fait qu'il ne contient pas de variable de contrôle pour les effets fixes inobservés.

Il convient aussi de souligner que notre spécification suppose qu'il faut longtemps (une décennie) pour que les économies urbaines s'adaptent à des chocs déséquilibrants. Nous pensons que cette hypothèse est raisonnable. Considérons deux villes, A et B, qui sont égales à tous points de vue, sauf que A a récemment amélioré ses attraits culturels[15]. Par conséquent, les entrepreneurs établis dans la ville A pourront engager des scientifiques et des ingénieurs ayant fait plus d'études et ayant plus d'expérience pour le même salaire, ce qui leur donnera un avantage par rapport aux entrepreneurs établis dans la ville B. Cette situation finira par déplacer

14. Nous ne pensons pas que le modèle d'ajustement partiel résout entièrement la question de l'endogénéité. Afin de voir pourquoi il importe de fixer les idées quant à l'origine vraisemblable de l'endogénéité dans ce contexte, considérons une ville où la croissance de l'emploi en S-G peut être retracée jusqu'à l'établissement d'une grande université à vocation de recherche (p. ex., MIT) il y a de cela de nombreuses décennies. Au fil du temps, cette institution suscite de façon persistante une croissance supérieure à la moyenne de l'emploi de scientifiques et d'ingénieurs. Ces travailleurs sont bien rémunérés et consacrent une part relativement importante de leur revenu à des activités culturelles, ce qui donne lieu à un secteur culturel important. L'université proprement dite peut aussi financer certaines de ces activités culturelles grâce à des programmes d'arts. Par conséquent, nous observons une association entre la part de l'emploi dans le secteur culturel et la croissance de l'emploi en S-G dans le modèle d'ajustement partiel que l'on peut rattacher au choc initial plutôt qu'à l'attrait d'un milieu culturel vibrant. En effet, le choc subi par l'emploi en S-G (quoique des décennies auparavant) donne lieu à une corrélation contemporaine entre l'erreur du modèle et le coefficient de la variable de culture qui introduit dans l'estimation de ce dernier un biais par excès.

15. Nous pourrions de la même façon supposer que A avait un niveau plus élevé d'attraits, mais que l'évolution des goûts a rendu ces attraits moins importants.

la part du marché des entreprises de B aux entreprises de A. Néanmoins, il faudra vraisemblablement des années avant que ces mouvements de parts de marché deviennent discernables, car l'ajustement de la répartition spatiale de la main-d'œuvre et la conversion par les entreprises de leurs avantages en termes de main-d'œuvre en débouchés sur le marché prend un temps considérable.

Notre vecteur des caractéristiques de la ville comprend deux ensembles de variables. Le premier est une gamme variée de contrôles que l'on suppose avoir une influence sur la croissance de l'emploi en sciences et en génie. Elles incluent le niveau d'autres diplômés (c.-à-d. tous les diplômés employés dans d'autres secteurs que les sciences et la culture), le nombre d'enseignants de niveau postsecondaire et la taille de la population urbaine. Nous incluons les autres diplômés à cause des fortes complémentarités observées au chapitre 3 entre cette classe générale de diplômés et ceux employés en sciences et en génie. L'effet des enseignants de niveau postsecondaire est examiné séparément, parce que la croissance de l'emploi en sciences et en génie pourrait être reliée non pas à la capacité des villes d'attirer des scientifiques et des ingénieurs, mais à leur capacité de les produire. La taille de la population est incluse afin d'évaluer le lien entre la croissance de l'emploi en sciences et en génie et les économies d'agglomération. Nous avons également inclus des variables de contrôle bivariées distinctes pour le Canada et le fait que la ville est une capitale (pays, état ou province). Ces dernières sont incluses afin de tenir compte des effets de la concentration des dépenses des administrations publiques dans les capitales.

Le deuxième ensemble de variables figurant dans le deuxième membre de l'équation sont des substituts pour les attraits qui pourraient servir à attirer les scientifiques et les ingénieurs dans les diverses localités. Elles incluent les nombres de degrés-jours de chauffage et de refroidissement, le niveau d'immigration et le niveau d'emploi dans le secteur culturel (c.-à-d. les diplômés travaillant dans le secteur culturel). Les variables climatiques et l'emploi dans le secteur culturel sont fortement associés à l'indice des attraits utilisés au chapitre 3. Les immigrants sont examinés séparément en tant qu'approximation du degré d'ouverture (ou de tolérance) dans les villes (Florida 2002a, b).

Nous estimons l'équation (1.7) pour trois périodes distinctes, à savoir de 1980 à 1990, de 1990 à 2000 et de 1980 à 2000. De nouveau, toutes les variables continues sont exprimées sous forme logarithmique et toutes les variables du deuxième membre de l'équation mentionnée plus haut sont mesurées en tant que niveaux initiaux plutôt que parts, dans l'ensemble pour réduire le degré de colinéarité induite entre les variables du deuxième membre.

Au tableau 5, nous présentons aussi séparément les résultats pour la croissance totale de l'emploi en sciences et en génie (colonnes 1, 2 et 3) et la croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé (colonnes 4, 5 et 6). Pour le secteur privé, les régressions incluent une covariable supplémentaire, à savoir la part de l'emploi en sciences et en génie qui, à la période initiale, se trouvait dans le secteur non commercial. Nous l'avons ajoutée pour refléter l'effet des dépenses publiques sur la croissance de l'emploi en sciences et en génie.

Nous dégageons des preuves convaincantes d'une régression vers la moyenne dans nos modèles de croissance de l'emploi en sciences et en génie. La croissance a été plus lente dans les villes où

le niveau initial de l'emploi en sciences et en génie était élevé. Cet effet se dégage pour chaque période d'analyse, que l'on examine la croissance totale de l'emploi en sciences et en génie ou sa croissance dans le secteur privé. Nous observons des élasticités fortement négatives quand nous évaluons l'effet des niveaux de l'emploi en sciences et en génie en 1980 sur la croissance de long terme de 1980 à 2000 et quand nous évaluons la croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé durant les années 1990. Ces résultats donnent à penser que la croissance de l'emploi en sciences et en génie suit un processus stochastique dans lequel il est peu probable que des villes particulières maintiennent une croissance relative importante pendant de longues périodes.

Tableau 5
Croissance de la population de diplômés en sciences et en génie – Modèles d'ajustement partiel

	Croissance de l'emploi des diplômés en S-G[1]						Croissance de l'emploi des diplômés en S-G (secteur des entreprises)					
Période	1980 à 1990		1990 à 2000		1980 à 2000		1980 à 1990		1990 à 2000		1980 à 2000	
Diplômés en S-G	-0,30	(0,000)	-0,36	(0,000)	-0,50	(0,000)	-0,20	(0,006)	-0,44	(0,000)	-0,45	(0,000)
Autres diplômés	0,60	(0,012)	0,45	(0,038)	0,77	(0,003)	0,47	(0,081)	0,58	(0,010)	0,67	(0,014)
Enseignants du niveau postsecondaire	0,01	(0,869)	-0,02	(0,704)	0,00	(0,946)	-0,01	(0,898)	-0,02	(0,804)	-0,01	(0,857)
Population urbaine	-0,15	(0,276)	-0,38	(0,007)	-0,38	(0,039)	-0,12	(0,422)	-0,42	(0,005)	-0,32	(0,099)
Variable bivariée pour le Canada	0,08	(0,519)	0,21	(0,083)	0,31	(0,033)	0,06	(0,655)	0,31	(0,016)	0,37	(0,020)
Variable bivariée pour une capitale	0,02	(0,674)	-0,02	(0,705)	0,00	(0,963)	0,01	(0,887)	0,01	(0,879)	-0,02	(0,821)
Part de l'emploi en S-G dans le secteur non commercial							0,03	(0,621)	-0,16	(0,001)	-0,01	(0,875)
Degrés-jours de chauffage (moyenne sur 30 ans)	-0,13	(0,002)	0,07	(0,091)	-0,09	(0,117)	-0,11	(0,016)	0,07	(0,103)	-0,06	(0,358)
Degrés-jours de refroidissement (moyenne sur 30 ans)	-0,10	(0,000)	0,05	(0,084)	-0,04	(0,355)	-0,11	(0,001)	0,05	(0,186)	-0,04	(0,443)
Immigrants	-0,01	(0,757)	0,03	(0,510)	-0,01	(0,717)	-0,02	(0,632)	0,04	(0,410)	-0,02	(0,635)
Diplômés du domaine culturel	-0,07	(0,514)	0,25	(0,002)	0,17	(0,050)	-0,03	(0,811)	0,24	(0,008)	0,22	(0,035)
Ordonnée à l'origine	-0,68	(0,196)	1,49	(0,001)	0,84	(0,186)	-0,56	(0,334)	0,84	(0,101)	0,46	(0,522)
F	5,8		7,5		7,9		5,0		9,7		8,6	
Probabilité > F	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	
R^2	0,21		0,22		0,28		0,18		0,26		0,28	
Nombre d'observations	242		242		242		242		242		242	

1. Sciences et génie.
Nota : Toutes les variables explicatives sont mesurées en 1980, sauf indication contraire. Les valeurs p corrigées de l'hétérocédasticité sont données entre parenthèses.
Sources : Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000. Les données sur le climat ont été fournies par Environnement Canada (www.on.ec.gc.ca) et la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (www.noaa.gov).

La quantité de capital humain dans les villes est également un prédicteur puissant de la croissance de l'emploi en sciences et en génie. La taille initiale de la population de diplômés (à l'exclusion de ceux occupés dans les professions scientifiques et culturelles) est associée positivement à la croissance de l'emploi en sciences et en génie au cours de toutes les périodes d'analyse, sauf une. De nouveau, les élasticités les plus grandes s'observent sur la période complète d'analyse, quand on fait la régression de la croissance de l'emploi en sciences et en génie de 1980 à 2000 sur le niveau de diplômés en 1980. Cette association marquée entre les catégories générales et spécialisées de capital humain est, généralement parlant, en harmonie avec les effets complémentaires observés dans les modèles de croissance urbaine au chapitre 3.

Les résultats pour les autres variables sont moins robustes pour toutes les spécifications. Les facteurs climatiques étaient reliés à la croissance de l'emploi en sciences et en génie au cours des années 1980, tandis que l'emploi dans le secteur culturel était associé positivement à la croissance de l'emploi en sciences et en génie durant les années 1990 (et pour la période complète d'analyse). Nous nous intéressons tout spécialement à la relation entre les travailleurs du secteur culturel et les travailleurs en sciences, parce que Florida a affirmé que les travailleurs du secteur de la haute technologie se regroupent dans des villes dotées d'importants noyaux créatifs ou culturels. Ces modèles de croissance donnent certaines preuves que cela se produit, mais ces effets sont limités à la période de 1990 à 2000. Ils sont aussi qualitativement faibles, comparativement à l'effet des autres diplômés sur la croissance de l'emploi en sciences et en génie. La dernière question est de savoir quelle est la direction de la « causalité » entre les variations de l'emploi en sciences et en génie et celles de l'emploi dans le secteur culturel. Pour la résoudre, nous spécifions un modèle de différence seconde (voir plus loin) et appliquons un test de causalité de Granger (voir l'annexe B).

Le test de Granger donne des preuves que l'emploi antérieur dans le secteur culturel, évalué séparément en 1990 et en 1980, est positivement associé au niveau d'emploi en sciences et en génie en 2000, après neutralisation de l'effet des variations antérieures d'autres covariables éventuelles de l'emploi en sciences et en génie (c.-à-d. les autres diplômés, les enseignants du niveau postsecondaire, l'immigration et la taille de la population). Inversement, rien ne permet de conclure d'après le test de Granger que la causalité s'exerce aussi en direction opposée, autrement dit que la variation antérieure de l'emploi en sciences et en génie, évaluée en 1990 et en 1980, est associée au niveau d'emploi dans le secteur culturel en 2000. Ensemble, ces résultats sont compatibles avec la prémisse des modèles d'ajustement partiel, dans lesquels le niveau d'emploi dans le secteur culturel dans une ville devrait, en principe, influer sur la croissance subséquente de la main-d'œuvre en sciences et en génie de cette dernière.

Nous ne dégageons aucune relation entre la force de l'emploi dans l'enseignement postsecondaire et la croissance de l'emploi en sciences et en génie, quelle que soit la spécification du modèle, ou que nous limitions ou non les scientifiques et les ingénieurs au secteur privé. Donc, le lien statistique entre la capacité d'une ville à produire des scientifiques et des ingénieurs et la croissance de l'emploi de ces derniers paraît faible. Cependant, ce résultat pourrait être influencé par la colinéarité entre les enseignants du niveau postsecondaire et les autres diplômés.

Nos régressions fournissent aussi certaines preuves que la croissance de l'emploi en sciences et en génie est corrélée à la taille initiale de la population, si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs. Dans une autre étude (Beckstead et Brown, 2006), nous avons constaté une forte association positive entre la taille de la population et la croissance de l'emploi en sciences et en génie dans les villes d'Amérique du Nord. Ces résultats laissent entendre que cette association n'est pas indépendante d'un ensemble d'autres caractéristiques urbaines qui sont corrélées à la taille de la ville. Enfin, ces régressions donnent certaines preuves que la croissance de long terme de l'emploi en sciences et en génie a été plus forte au Canada qu'aux États-Unis, résultat en harmonie avec les tendances agrégées (voir Beckstead et Brown, 2006).

Comme nous l'avons déjà mentionné, une limite importante des modèles d'ajustement partiel présentés plus haut tient au fait qu'ils ne prennent pas en compte l'existence d'effets fixes inobservés. Ci-dessous, nous estimons des modèles de différence première pour examiner la façon dont la croissance de l'emploi en sciences et en génie est corrélée aux variations contemporaines de nos variables indépendantes variant en fonction du temps, après avoir neutralisé l'influence des effets fixes. Ces modèles sont de la forme générale :

$$SG_t - SG_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(x_t - x_{t-1}) + \mu_t. \qquad (1.8)$$

Nous incluons dans le modèle de différence première les mêmes variables indépendantes variant en fonction du temps que celles utilisées dans le modèle d'ajustement partiel, sauf le niveau initial de l'emploi en sciences et en génie.

De nouveau, nous dégageons des preuves solides qu'une croissance plus rapide de l'emploi en sciences et en génie est plus susceptible de survenir dans les villes qui manifestent une détermination globale prononcée à développer leur capital humain. Les élasticités estimées reflétant l'effet des changements du niveau de diplômés sur la croissance de l'emploi en sciences et en génie sont grandes et significatives dans tous les cas (voir le tableau 6). Il convient de souligner qu'il est très difficile de dégager la direction de cette relation. La présence des autres diplômés peut suivre la croissance de l'effectif de scientifiques et d'ingénieurs, ou inversement.

Tableau 6
Croissance de l'effectif de scientifiques et d'ingénieurs – Modèles de différence première

	Croissance de l'emploi des diplômés en S-G[1]						Croissance de l'emploi des diplômés en S-G (secteur commercial)					
Période	1980 à 1990		1990 à 2000		1980 à 2000		1980 à 1990		1990 à 2000		1980 à 2000	
Δ des autres diplômés	1,01	(0,000)	1,49	(0,000)	1,08	(0,000)	0,97	(0,000)	1,35	(0,000)	0,89	(0,000)
Δ des enseignants du niveau postsecondaire	-0,05	(0,426)	-0,20	(0,010)	-0,31	(0,000)	-0,02	(0,767)	-0,18	(0,062)	-0,21	(0,006)
Δ de la population urbaine	-0,33	(0,098)	-0,23	(0,081)	-0,07	(0,698)	-0,32	(0,269)	-0,17	(0,337)	0,04	(0,809)
Δ de la part de l'emploi en S-G dans le secteur non commercial							-0,35	(0,000)	-0,36	(0,000)	-0,43	(0,000)
Δ des immigrants	0,26	(0,000)	0,05	(0,450)	0,20	(0,000)	0,17	(0,016)	0,04	(0,584)	0,16	(0,001)
Δ des diplômés dans le secteur culturel	0,17	(0,040)	0,00	(0,983)	0,11	(0,151)	0,24	(0,017)	0,05	(0,531)	0,09	(0,158)
Ordonnée à l'origine	-0,02	(0,704)	0,07	(0,061)	0,16	(0,043)	0,003	(0,969)	0,10	(0,020)	0,27	(0,001)
F	33,6		32,1		51,3		42,1		28,0		60,6	
Probabilité > F	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	
R^2	0,42		0,55		0,54		0,48		0,54		0,65	
Nombre d'observations	242		242		242		242		242		242	

1. Sciences et génie.
Nota : Les valeurs p corrigées de l'hétérocédasticité sont données entre parenthèses.
Sources : Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Les résultats du modèle de différence première donnent aussi à penser qu'il existe un échange entre l'emploi en sciences et en génie dans les secteurs public et privé, car les variations de la part du secteur public sont corrélées négativement aux variations du niveau de croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé.

Les relations entre la croissance de l'emploi en sciences et en génie et les variations contemporaines d'autres variables sont, dans l'ensemble, moins robustes. La croissance de l'emploi en sciences et en génie tant globale que dans le secteur privé est positivement associée à la croissance de l'immigration durant les années 1980. En outre, la croissance dans le secteur privé est positivement corrélée à la croissance de l'immigration au cours de la période de référence complète.

D'autres résultats qui s'observent à plus long terme ont trait aux effets de la taille de la ville et des enseignants du postsecondaire. La croissance de la ville est corrélée négativement à la croissance totale de l'emploi en sciences et en génie de 1980 à 2000. De même, l'accroissement de l'emploi dans l'enseignement postsecondaire est associé négativement à la croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé. Cette association négative avec l'emploi dans l'enseignement postsecondaire est curieuse, car nous nous serions attendus à ce que l'offre de scientifiques et d'ingénieurs augmente parallèlement à l'effectif d'enseignants. Peu de données provenant de ces modèles de différence première portent à croire qu'il existe un lien puissant entre les variations de l'emploi dans le secteur culturel et de l'emploi en sciences et en génie, outre une corrélation positive durant les années 1980.

Bien que les modèles de différence première du tableau 6 éliminent le biais éventuellement associé aux effets fixes inobservés, ils révèlent peu de choses au sujet du processus causal sous-jacent qui relie la croissance de l'emploi en sciences et en génie à d'autres formes de capital humain. Les modèles d'ajustement partiel présentés au tableau 1 abordent la question de la causalité de façon rudimentaire, en évaluant les différences de croissance de l'emploi en sciences et en génie d'après la variation des corrélats au début de la période d'analyse. Toutefois, comme nous l'avons mentionné, la présence d'effets fixes inobservables (allant des attraits structurels à la bonne gouvernance) peuvent rendre ces modèles difficiles à interpréter. Dans cet ensemble final de modèles, nous tentons de tenir compte simultanément des effets fixes inobservés et de l'endogénéité.

Ici, nous nous concentrons sur les variations de la croissance de l'emploi en sciences et en génie survenue entre les deux sous-périodes étudiées, c'est-à-dire de 1980 à 1990 et de 1990 à 2000. Nous soustrayons notre estimation de la croissance de l'emploi en sciences et en génie durant la première période de celle calculée pour la deuxième période afin d'obtenir une mesure de l'accélération (ou décélération) de cette croissance qu'ont connu les villes durant les années 1990, comparativement à la croissance observée durant les années 1980. Puis, nous calculons la régression de ces différences de croissance sur la croissance de chacune de nos covariables variant en fonction du temps durant les années 1980. En fait, nous différencions l'équation (1.7) :

$$\Delta\Delta \ln SG_{t-1,t,t+1} = \delta_0 + \delta_1 \Delta \ln SG_{t,t-1} + \delta_2 \ln \Delta x_{t,t-1} + \varepsilon_{t-1,t,t+1}. \qquad (1.9)$$

Cet exercice revient effectivement à demander si un accroissement d'une variable explicative donne lieu à une accélération ou à une décélération de la croissance de l'emploi en sciences et en génie. Il est moins probable que cela soit dû à l'endogénéité de l'emploi dans le secteur culturel, par exemple, car nous associons un accroissement de cet emploi à une accélération de l'emploi en sciences et en génie. Autrement dit, tout choc qui donne lieu à une accélération de l'emploi en sciences et en génie ne sera pas relié à un processus généré historiquement (voir la note de bas de page 10). Donc, toute accélération de la croissance de l'emploi en sciences et en génie est plus susceptible d'être liée à un accroissement des attraits reliés à l'emploi dans le secteur culturel. De surcroît, comme le modèle est défini strictement en fonction de variables de croissance, il résout aussi le problème des effets fixes inobservés. Les résultats sont présentés au tableau 7.

De nouveaux, ces régressions démontrent que la croissance de l'emploi en sciences et en génie a été fortement influencée par un processus de régression vers la moyenne. Les villes qui ont connu une croissance rapide de cet emploi durant les années 1980 étaient plus susceptibles de la voir ralentir durant les années 1990. Ce facteur a eu un effet sensiblement plus important que n'importe quel autre sur la différence de croissance.

Nous dégageons certaines preuves que la croissance du groupe des autres diplômés observée dans les villes durant les années 1980 a entraîné une accélération de la croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé durant les années 1990. Les villes qui ont accru leur capital humain durant la première décennie ont vraisemblablement connu une plus forte croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé durant les années 1990 que durant les années 1980. Cet effet ne se discerne pas lorsqu'on examine l'ensemble des travailleurs en sciences et en génie.

Les changements de composition sectorielle de la main-d'œuvre locale en sciences et en génie ont également une incidence sur la grandeur de la croissance de l'effectif de scientifiques et d'ingénieurs dans le secteur privé. Les villes où la part de scientifiques et d'ingénieurs dans le secteur public a augmenté durant les années 1980 ont connu une croissance plus lente de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé durant les années 1990 que durant la décennie précédente. Ce résultat est vraisemblablement dû à des compressions budgétaires dans le secteur de la défense dans le cas des villes américaines dont l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé dépend de contrats conclus avec le gouvernement des États-Unis.

La croissance de l'immigration durant les années 1980 est faiblement associée aux variations subséquentes de la croissance, tant globale que dans le secteur privé, de l'emploi en sciences et en génie. Les villes où l'immigration a été plus forte ont connu une croissance plus vigoureuse de l'emploi en sciences et en génie durant les années 1990. Ce résultat est conforme à l'idée que les immigrants créent un bassin de main-d'œuvre bon marché et (ou) un bassin d'entrepreneurs doués. Il corrobore également la thèse de Florida selon laquelle une part importante d'immigrants est un indicateur d'une ville cosmopolite particulièrement attirante pour les travailleurs très spécialisés, comme les scientifiques et les ingénieurs.

Les résultats du tableau 7 indiquent aussi que la croissance de l'emploi dans le secteur culturel que l'on a observée durant les années 1980 n'a produit aucune variation subséquente de la croissance de l'emploi en sciences et en génie durant les années 1990. Ce résultat s'observe que

l'on examine la croissance totale de l'emploi en sciences et en génie ou qu'on limite l'examen au secteur des entreprises.

Tableau 7
Modèles de différence de croissance de l'emploi en sciences et en génie

	Différence de croissance de l'emploi en S-G[1]			
	Années 1990 moins années 1980		Années 1990 moins années 1980 (secteur des entreprises)	
Δ des diplômés en S-G	-1,24	(0,000)	-1,31	(0,000)
Δ des autres diplômés	0,20	(0,378)	0,46	(0,059)
Δ des enseignants du niveau postsecondaire	-0,11	(0,352)	-0,12	(0,343)
Δ de la population urbaine	-0,21	(0,307)	-0,34	(0,098)
Δ de la part de l'emploi en S-G dans le secteur non commercial			-0,24	(0,004)
Δ des immigrants	0,23	(0,054)	0,22	(0,082)
Δ des diplômés du secteur de la culture et du patrimoine	-0,04	(0,713)	-0,03	(0,775)
Ordonnée à l'origine	0,46	(0,000)	0,44	(0,000)
F	40,1		37,7	
Probabilité > F	0,000		0,000	
R^2	0,63		0,64	
Nombre d'observations	242		242	

1. Sciences et génie.
Nota : Toutes les variables de changement sont présentées pour la première période. Les valeurs p corrigées de l'hétérocédasticité sont données entre parenthèses.
Sources : Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

L'objectif du présent chapitre était d'élaborer un ensemble de modèles pour expliquer statistiquement les différences de croissance de l'emploi en sciences et en génie dans les villes durant la période de 1980 à 2000, en essayant de résoudre certaines des questions économétriques les plus difficiles qui sont inhérentes à ce type d'analyse. En général, nous dégageons une relation constante entre la croissance de l'emploi en sciences et en génie et notre approximation plus générale du capital humain, c'est-à-dire les autres diplômés. Cela laisse entendre que la croissance de l'emploi en sciences et en génie est, du moins en partie, dictée par les complémentarités qui résultent de la combinaison de formes générales et spécialisées de capital humain. Par contre, le lien est moins systématique entre la croissance de l'emploi en sciences et en génie et les attraits urbains, mesurés par le climat, la culture, ainsi que les immigrants, lesquels sont parfois inclus dans les modèles de croissance urbaine comme mesure indirecte de l'ouverture. Nos modèles font aussi penser que la croissance de l'emploi en sciences et en génie suit un processus stochastique de régression vers la moyenne, autrement dit qu'un niveau élevé d'emploi ou de croissance de l'emploi en sciences et en génie durant une période est souvent suivi d'une croissance plus faible à la période suivante.

5. Conclusion

Le présent document porte sur les facteurs qui contribuent aux différences entre les taux de croissance de l'emploi dans les villes nord-américaines. Nous accordons une attention particulière au rôle des scientifiques et des ingénieurs dans le processus de croissance. Ces derniers sont des travailleurs spécialisés qui participent directement au développement et à la mise en œuvre de nouvelles innovations. Cette approche est compatible avec les modèles structurels qui relient la croissance urbaine à des accroissements de la productivité multifactorielle (productivité totale des facteurs).

Notre analyse donne à penser que la contribution du capital humain à la croissance pourrait tenir à des complémentarités sous-jacentes qui résultent de diverses combinaisons de capital humain. Nous dégageons des interactions significatives entre les scientifiques et les ingénieurs et la gamme plus générale de diplômés établis dans les villes : cette interaction pourrait être le principal mécanisme par lequel les scientifiques et les ingénieurs contribuent au processus de croissance. Brièvement, les scientifiques et les ingénieurs — le cerveau gauche des villes — importent le plus, pour ce qui est de la croissance, quand ils sont combinés à un grand bassin diversifié de capital humain.

Cette relation entre la croissance et la diversité a un parallèle dans la recherche portant sur la croissance et le rendement des entreprises. Les sociétés qui excellent sur le marché sont souvent celles qui acquièrent un éventail de compétences commerciales complémentaires dans un grand ensemble de domaines stratégiques, comme la gestion des ressources humaines, le marketing et le financement (Baldwin et Gellatly, 2003). Si le succès des entreprises dépend d'un grand ensemble de compétences, il n'est pas étonnant qu'il en soit de même pour les villes.

Nos modèles empiriques semblent aussi indiquer que les attraits sont un des déterminants essentiels de la dynamique urbaine. Les différences climatiques (nombre de degrés-jours de chauffage) et celles relatives à notre mesure plus généralisée des attraits urbains sont positivement associées à des variations de l'emploi de long terme. La croissance des villes est tout autant reliée à la qualité de vie qu'elles offrent qu'aux gains de productivité associés au capital humain.

La deuxième partie de l'étude porte sur les facteurs liés à la croissance de l'effectif de scientifiques et d'ingénieurs, un groupe de travailleurs spécialisés qui sont souvent associés à des différences de compétitivité urbaine et industrielle. Nous dégageons de notre analyse une relation claire entre ces travailleurs spécialisés et le bassin plus général de capital humain établi dans les villes. Celles où la concentration de ces autres diplômés est forte connaissent une croissance plus vigoureuse de l'emploi en sciences et en génie que les autres, une fois neutralisé l'effet d'une gamme de caractéristiques urbaines. Ces populations de diplômés croissent ensemble et certaines données indiquent qu'une croissance plus forte dans le groupe des autres diplômés durant les

années 1980 a donné lieu à une accélération de la croissance de l'emploi en sciences et en génie dans le secteur privé durant les années 1990.

La force de ces effets doit être examinée dans son contexte. La croissance de l'emploi en sciences et en génie semble être un processus stochastique dans lequel la dynamique de croissance est fortement influencée par une régression vers la moyenne. Les villes qui connaissent une croissance en sciences et en génie robuste durant une période peuvent voir cette croissance ralentir à la période suivante.

Un objectif supplémentaire de notre analyse était de mieux comprendre la façon dont les attraits urbains, qu'ils aient trait à la culture, au climat ou à l'ouverture, aident les villes à attirer des travailleurs offrant un niveau plus élevé de capital humain. Les travaux de Florida donnent à penser que les attraits sont un facteur de plus en plus important d'accroissement de la concentration de travailleurs spécialisés dans les villes. Nos résultats confirment ceux de Florida, en ce sens que nous constatons une association entre nombre de ses variables et la croissance de l'effectif de scientifiques et d'ingénieurs. Toutefois, ces associations sont souvent incohérentes d'une période à l'autre ou d'une spécification à l'autre. Par conséquent, nous accordons moins d'importance à la culture, au climat et à l'ouverture en tant que moteurs de la croissance de l'emploi dans le secteur de la haute technologie et, par contre, plus d'importance aux complémentarités qui existent entre les scientifiques et les ingénieurs, d'une part, et les autres types de capital humain, d'autre part.

Annexe A : Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives de notre ensemble de variables d'analyse sont présentées au tableau A1.

Tableau A1
Statistiques descriptives

	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
Modèle de croissance urbaine – Certaines variables d'analyse					
Pourcentage annuel moyen de croissance de l'emploi (1980 à 2000)	1.78	1.62	1.33	-2.92	6.17
Diplômés, part de l'emploi en pourcentage (1980)	17.7	17.1	4.8	7.5	35.5
Diplômés dans les professions en S-G[1], part de l'emploi en pourcentage (1980)	1.54	1.33	0.90	0.17	6.81
Diplômés dans les professions du secteur culturel, part de l'emploi en pourcentage (1980)	0.61	0.56	0.31	0.04	2.08
Diplômés dans les autres professions, part de l'emploi en pourcentage (1980)	15.53	15.07	3.99	6.47	29.2
Indice des attraits urbains (1980)	0.00	-0.06	0.26	-0.42	0.88
Nombre moyen de degrés-jours de chauffage (moyenne sur 30 ans)	7.37	8.04	3.73	0.10	16.02
Nombre moyen de degrés-jours de refroidissement (moyenne sur 30 ans)	1.91	1.35	1.53	0.00	7.09
Population urbaine (1980)	673 165	282 305	1 361 040	100 009	14 647 592
Indice de diversité industrielle (1980)	78.91	80.11	16.62	11.80	136.19
Modèles de croissance de l'emploi en sciences et en génie – Certaines variables d'analyse					
Taux annuel moyen de croissance de l'emploi en S-G (1980 à 1990)	4.82	4.96	3.83	-8.58	18.04
Taux annuel moyen de croissance de l'emploi en S-G (1990 à 2000)	4.61	4.42	3.63	-10.04	23.71
Taux annuel moyen de croissance de l'emploi en S-G (1980 à 2000)	4.68	4.65	2.39	-4.81	11.90
Diplômés dans les professions en S-G (1980)	5 820	1 693	13 094	140	115 336
Diplômés dans les professions en S-G (1990)	10 032	2 817	22 867	204	199 239
Diplômés dans les professions du secteur culturel (1980)	2 505	660	7 849	20	99 750
Diplômés dans les professions du secteur culturel (1990)	4 051	1 002	12 392	68	150 268
Diplômés dans les professions des secteurs non scientifiques et non culturels (1980)	52 487	18 805	118 826	4 169	1 305 077
Diplômés dans les professions des secteurs non scientifiques et non culturels (1990)	79 744	25 503	182 402	4 878	1 991 651
Enseignants du niveau postsecondaire (1980)	2 039	911	3 495	40	34 995
Enseignants du niveau postsecondaire (1990)	2 767	1 269	4 654	24	42 886
Part en pourcentage de l'emploi en S-G dans le secteur non commercial (1980)	21.31	18.42	13.22	2.32	63.48
Part en pourcentage de l'emploi en S-G dans le secteur non commercial (1990)	22.62	20.02	13.09	2.64	80.43
Population d'immigrants (1980)	62 422	10 884	232 601	1 080	2 607 303
Population d'immigrants (1990)	98 739	16 597	375 797	576	4 001 853

1. Sciences et génie.
Sources : Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000. Les données sur le climat ont été fournies par Environnement Canada (www.on-ec.gc.ca) et la National Oceanic Atmospheric Administration (NOAA) (www.noaa.gov).

Les coefficients de corrélation des variables du modèle de croissance urbaine sont présentés au tableau A2.

Tableau A2
Coefficients de corrélation – Modèles de croissance urbaine, certaines variables

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) Variation du logarithme de l'emploi (1980 à 2000)	1,000	…	…	…	…	…	…	…	…	…
(2) Logarithme de la part de l'emploi : diplômés (1980)	0,184[1]	1,000	…	…	…	…	…	…	…	…
(3) Logarithme de la part de l'emploi : diplômés dans d'autres professions (1980)	0,189[1]	0,986[1]	1,000	…	…	…	…	…	…	…
(4) Logarithme de la part de l'emploi : diplômés dans les professions en sciences et en génie (1980)	0,040	0,678[1]	0,557[1]	1,000	…	…	…	…	…	…
(5) Logarithme de la part de l'emploi : diplômés dans les professions du secteur culturel (1980)	0,179[1]	0,816[1]	0,778[1]	0,603[1]	1,000	…	…	…	…	…
(6) Indice des attraits urbains	0,321[1]	0,323[1]	0,304[1]	0,213[1]	0,348[1]	1,000	…	…	…	…
(7) Logarithme de la population urbaine (1980)	-0,012	0,311[1]	0,277[1]	0,360[1]	0,349[1]	0,221[1]	1,000	…	…	…
(8) Indice de diversité industrielle (1980)	0,035	0,095	0,068	0,252[1]	0,184[1]	0,133	0,433[1]	1,000	…	…
(9) Logarithme du nombre moyen de degrés-jours de chauffage (moyenne sur 30 ans)	-0,257[1]	-0,081	-0,119	0,140	0,021	-0,316[1]	-0,156	0,086	1,000	…
(10) Logarithme du nombre moyen de degrés-jours de refroidissement (moyenne sur 30 ans)	0,134	0,095	0,145	-0,150	-0,040	-0,150	0,129	-0,095	-0,68	1,000

… n'ayant pas lieu de figurer
1. Tous les coefficients de corrélation hors diagonale sont significatifs au seuil de confiance de 1 %.
Sources : Recensements du Canada de 1981 et 2001; Recensements des États-Unis de 1980 et 2000. Les données sur le climat ont été fournies par Environnement Canada (www.on.ec.gc.ca) et la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (www.noaa.gov).

Annexe B : Test de causalité de Granger : emploi dans le secteur de la culture, et en sciences et en génie

Les modèles d'ajustement partiel de la croissance de l'emploi en sciences et en génie du chapitre 4 et les modèles de croissance urbaine du chapitre 3 ont une structure commune. Les uns et les autres postulent que la variation observée des résultats de croissance selon la ville dépend d'un ensemble de conditions initiales, c'est-à-dire de facteurs reliés au niveau ou à la concentration de capital humain et à l'existence d'attraits urbains, mesurés dans les deux cas au début de la période d'analyse (habituellement 1980).

L'un des avantages de cette formulation tient au fait qu'elle peut, en principe, atténuer les effets confusionnels des changements endogènes sur les variables du deuxième membre de ces équations de croissance, simplement en traitant ces variables comme des conditions initiales et non comme des facteurs déterminés contemporainement (par lesquels, par exemple, les variations du niveau d'emploi en sciences et en génie dépend des variations contemporaines de l'emploi dans le secteur culturel et inversement). Cela dit, la mesure dans laquelle cette stratégie de modélisation permet de traiter adéquatement les sources éventuelles d'endogénéité doit être discutée de façon plus approfondie. Nous présentons ci-dessous une discussion complémentaire sur l'une des sources possibles du biais d'endogénéité, à savoir la relation entre les variations de l'emploi en sciences et en génie et de l'emploi dans le secteur culturel.

Les modèles d'ajustement partiel présentés au chapitre 4 supposent que l'emploi en sciences et en génie est une fonction de l'emploi dans le secteur culturel. Ils reposent sur l'hypothèse que les travailleurs scientifiques sont attirés vers les villes dotées d'un milieu culturel plus vibrant, car ce genre de milieu rehausse la gamme et la qualité des biens et services qu'offrent les marchés urbains aux scientifiques, aux ingénieurs et à d'autres travailleurs hautement rémunérés. Toutefois, comme nous le décrivons à la note de bas de page 14, ces modèles d'ajustement partiel peuvent produire une association biaisée entre l'emploi en sciences et en génie et celui dans le secteur culturel si les variations de ce dernier peuvent être rattachées à un choc initial subi par le secteur scientifique à un point dans le passé.

Afin de résoudre catégoriquement la question du biais éventuel d'endogénéité associé aux variations de l'emploi dans le secteur culturel requiert l'utilisation d'instruments qui isolent son effet exogène. Une option consiste à « retarder fortement » la variable d'emploi dans le secteur culturel ou à obtenir un autre instrument exogène donnant une approximation de son effet. Ici, nous sommes contraints par les limites de notre base de données, qui contient des estimations transversales de l'emploi en sciences et dans le secteur culturel provenant de trois recensements (le plus ancien étant 1980) et ne nous permet pas de trouver une variable appropriée pour approximer l'effet exogène du secteur culturel. Toutefois, nous pouvons faire un commentaire quant à la mesure dans laquelle le biais d'endogénéité semble entraver la relation observée entre l'emploi en sciences et dans le secteur culturel pour la période visée par l'analyse. Pour

l'évaluer, nous avons procédé à un test de causalité de Granger, qui relie le niveau d'emploi en sciences et en génie en 2000 aux niveaux antérieurs de cet emploi en 1990 et en 1980, ainsi qu'aux niveaux antérieurs de toutes les autres variables explicatives variant en fonction du temps incluses dans le modèle d'ajustement partiel. (Tous les niveaux ont été exprimés sous forme logarithmique.)

Le test de Granger donne certaines preuves que l'emploi antérieur dans le secteur culturel, évalué séparément en 1990 et en 1980, est positivement associé au niveau d'emploi en sciences et en génie en 2000, après neutralisation des effets de la variation passée d'autres covariables éventuelles de l'emploi en sciences et en génie (p. ex., les autres diplômés, les enseignants du niveau postsecondaire, l'immigration et la taille de la population). Les élasticités estimées par rapport à l'emploi dans le secteur culturel en 1990 et en 1980, obtenues d'après la régression non contrainte, sont égales à 0,18 et 0,18, respectivement, et toutes deux sont significatives au seuil de 5 %. La statistique F associée au test de Granger pour la régression de l'emploi dans le secteur culturel sur l'emploi en sciences et en génie était de 9,4, ce qui entraîne un rejet catégorique de l'hypothèse nulle selon laquelle l'emploi dans le secteur culturel ne cause pas l'emploi en sciences et en génie (la valeur critique associée au test F est d'environ 3).

Inversement, le test de Granger ne permet pas de conclure que la causalité s'exerce aussi dans la direction opposée, selon laquelle la variation antérieure de l'emploi en sciences et en génie, évaluée en 1990 et en 1980, est associée au niveau d'emploi dans le secteur culturel en 2000. Les deux élasticités estimées par rapport à l'emploi en sciences et en génie en 1990 et en 1980, obtenues d'après la régression non contrainte, ne différaient significativement ni l'une ni l'autre de zéro (les valeurs étaient de -0,04 et 0,02, respectivement). La statistique F associée au test de Granger de la régression de l'emploi en sciences et en génie sur l'emploi dans le secteur culturel était de 0,2, ce qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle l'emploi dans le secteur culturel n'a pas d'effet causal sur l'emploi en sciences et en génie.

Ensemble, ces résultats sont compatibles avec la prémisse des modèles d'ajustement partiel présentés au chapitre 4, selon laquelle le niveau d'emploi dans le secteur culturel dans une ville devrait influencer la croissance subséquente de la main-d'œuvre en sciences et en génie de cette ville.

Bibliographie

Atkinson, Robert D., et Randolph H. Court. 1998. *The New Economy Index: Understanding America's Economic Transformation*. Washington, D.C. : The Progressive Policy Institute. www.neweconomyindex.org/section3_page15.html (vérifié le 28 août 2007)

Baldwin, John R., et Guy Gellatly. 2003. *Innovation Strategies and Performance in Small Firms*. Cheltenham, R.U. : Edward Elgar.

Beckstead, Desmond, et W. Mark Brown. 2006. *Capacités d'innovation : Comparaison de l'emploi en sciences et en génie dans les villes canadiennes et américaines*. Série de documents de recherche sur l'économie canadienne en transition. N° 11-622MIF2006012 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Beckstead, Desmond, et Guy Gellatly. 2006. *Capacités d'innovation : l'emploi en sciences et en genie au Canada et aux États-Unis*. Série de documents de recherche sur l'économie canadienne en transition. N° 11-622MIF2006011 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Florida, Richard L. 2002a. *The Rise of the Creative Class and How It's Transforming, Work, Leisure, Community and Everyday Life*. New York : Basic Books.

Florida, Richard. 2002b. « The Economic Geography of Talent ». *Annals of the Association of American Geographers*. 92, 4 : 743–755.

Glaeser, Edward L. 1994. « Cities, information and economic growt ». *Cityscape: A Journal of Policy Development Research*. 1, 1 : 9–47.

Glaeser, Edward L. 2000. « The new economics of urban and regional growth ». Dans *The Oxford Handbook of Economic Geography*. Gordon L. Clark, Maryann P. Feldman et Meric S. Gertler. (rév.). Oxford : Oxford University Press.

Glaeser, Edward L., Jed Kolko et Albert Saiz. 2001. « Consumer city ». *Journal of Economic Geography*. 1, 1 : 27–50.

Glaeser, Edward L., et Albert Saiz. 2003. *The Rise of the Skilled City*. Document de travail du NBER n° 10191. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Glaeser, Edward L, José A. Scheinkman et Andrei Shleifer. 1995. « Economic growth in a cross-section of citie ». *Journal of Monetary Economics*. 36 : 117-43.

Jacobs, Jane. 1969. *The Economy of Cities*. New York : Random House.

Lucas, Robert E. 1988. « On the mechanics of economic development ». *Journal of Monetary Economics*. 22, 1 : 3–42.

National Science Board. 2004. *Science and Engineering Indicators 2004, Volume 1 (NSB 04-1)*. Chapitres 3 et 5. Arlington: National Science Foundation. www.nsf.gov/statistics/seind04/pdfstart.htm (vérifié le 28 août 2007).

Quigley, John M. 1998. « Urban diversity and economic growth ». *The Journal of Economic Perspectives*. 12, 2 : 127–138.

Shapiro, Jesse M. 2005. *Smart Cities: Quality of Life, Productivity, and the Growth Effects of Human Capital*. Document de travail du NBER n° 11615. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Statistique Canada. 2004. *Cadre canadien pour les statistiques culturelles*. Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation : documents de recherche. Programme des statistiques de la culture. N° 81-595-MIF2004021 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.